

INSTITUT NATIONAL DE LA SANTÉ

ET DE LA RECHERCHE MÉDICALE

recherche et

information

EN SANTÉ PUBLIQUE

TOME 22 - N° 2, Mars-Avril 1967

MINISTÈRE DES AFFAIRES SOCIALES

BULLETIN
DE
L'INSTITUT NATIONAL DE LA SANTÉ
ET DE LA RECHERCHE MÉDICALE

TOME 22

N° 2 — MARS- AVRIL 1967

PUBLICATION PÉRIODIQUE BIMESTRIELLE

*VIRTUTE DVCE CO-
MITE FORTITVDINE*



**COLLEGIUM CIVILE
AD SANITATEM**

INSTITUT NATIONAL DE LA SANTÉ ET DE LA RECHERCHE MÉDICALE

3, RUE LÉON-BONNAT - PARIS (XVI^e)

SOMMAIRE

MÉMOIRES

ENQUÊTE ÉPIDÉMIOLOGIQUE SUR LES FACTEURS DE L'ATHÉROSCLÉROSE	181
<i>Préface.</i> — P ^r J. LENÈGRE	183
Chapitre I. — <i>Matériel et méthodes</i> (J. L. RICHARD, P. DUCIMETIÈRE, I. ELGRISHI et E. PATOIS)	187
Chapitre II. — <i>Examen systématique de deux populations actives</i> (J. L. RICHARD, H. LAFFONT, J. GELIN, I. ELGRISHI, P. DUCIMETIÈRE et E. PATOIS)	194
Chapitre III. — <i>La tension artérielle</i> (J. LELLOUCH et J. L. BEAUMONT)	203
Chapitre IV. — <i>La cholestérolémie</i> (J. L. RICHARD, J. L. BEAUMONT et D. SCHWARTZ)	215
Chapitre V. — <i>Les triglycérides sanguins</i> (D. SCHWARTZ, E. PATOIS et J. L. BEAUMONT)	239
Chapitre VI. — <i>L'uricémie</i> (V. BEAUMONT)	255
Chapitre VII. — <i>La glycémie</i> (note préliminaire) (E. ESCHWEGE)	264
Chapitre VIII. — <i>Corrélations entre l'usage du tabac et quelques caractéristiques cliniques et biologiques</i> (J. LELLOUCH, J. ANGUERA et D. SCHWARTZ)	271
Chapitre IX. — <i>L'électrocardiogramme dans une population à haut risque</i> (J. GELIN, I. ELGRISHI, P. DUCIMETIÈRE et J. L. RICHARD)	279

INFORMATION SANITAIRE

Démographie et statistiques générales de mortalité.

Démographie et causes de décès (résultats mensuels provisoires)	289
Mortalité fœtale et infantile (résultats mensuels provisoires)	299
Mortalité générale dans un certain nombre de villes. Troisième trimestre 1966 (résultats provisoires)	309
Démographie et statistiques de mortalité. Département de la Seine. Troisième trimestre 1966 (résultats provisoires)	315

Sections médico-sociales. Données statistiques.

Rapport statistique sur le fonctionnement des centres départementaux de vaccination B. C. G. en 1965 341

Etudes et enquêtes.

Premier bilan de sept années de recherche sur les niveaux de la contamination du milieu ambiant et de la chaîne alimentaire par les retombées radioactives sur le territoire français (P. PELLERIN, M. L. RÉMY, P. ERVET et J. P. MORONI)..... 357

Méthodologie.

Possibilités et limites de la réaction tuberculinique comme méthode de connaissance de l'état épidémiologique (A. LOTTE, S. PERDRIZET et F. HATTON) 383

MÉMOIRES

**ENQUÊTE ÉPIDÉMIOLOGIQUE
SUR LES FACTEURS DE L'ATHÉROSCLÉROSE (1)**

(Premiers résultats 1963-1964.)

Préface. — Professeur J. LENÈGRE.

Chapitre I. — *Matériel et méthodes* : J. L. RICHARD; P. DUCIMETIÈRE; I. ELGRISHI et E. PATOIS.

Chapitre II. — *Examen systématique de deux populations actives* : J. L. RICHARD; H. LAFFONT; J. GELIN; I. ELGRISHI; P. DUCIMETIÈRE et E. PATOIS.

Chapitre III. — *La tension artérielle* : J. LELLOUCH et J. L. BEAUMONT.

Chapitre IV. — *La cholestérolémie* : J. L. RICHARD; J. L. BEAUMONT et D. SCHWARTZ.

Chapitre V. — *Les triglycérides sanguins* : D. SCHWARTZ; E. PATOIS et J. L. BEAUMONT.

Chapitre VI. — *L'uricémie* : V. BEAUMONT.

Chapitre VII. — *La glycémie (Note préliminaire)* : E. ESCHWEGE.

Chapitre VIII. — *Corrélations entre l'usage du tabac et quelques caractéristiques cliniques et biologiques* : J. LELLOUCH; G. ANGUERA et D. SCHWARTZ.

Chapitre IX. — *L'électrocardiogramme dans une population à haut risque* : J. GELIN; I. ELGRISHI; P. DUCIMETIÈRE et J. L. RICHARD.

(1) Travail réalisé par le Groupe d'Etudes sur l'Epidémiologie de l'Athérosclérose (G. R. E. A.), Paris.

PRÉFACE

Professeur JEAN LENÈGRE

Le souci de la santé publique fixe actuellement l'attention sur l'athérosclérose en général, maladie ubiquitaire des gros troncs artériels. En effet, l'athérosclérose représente la plus fréquente et la plus redoutable des affections cardio-vasculaires. On peut estimer qu'elle est responsable en France de 20 à 25 % du total des décès, tuant ainsi, par l'une quelconque de ses localisations (surtout coronaires et cérébrales), environ 120 000 personnes chaque année, donc plus que le cancer et la leucémie réunis.

En dépit de sa fréquence et des recherches innombrables qu'elle suscite dans tous les pays, l'athérosclérose garde une large part d'inconnu. Certes, nous en connaissons les lésions anatomiques constituées, mais nous en ignorons encore la cause déterminante réelle ainsi que leur mode de constitution. Chose peut-être plus grave encore, nous ne pouvons la reconnaître cliniquement que très tard, à un stade de lésions majeures très sténosantes ou occlusives tout à fait irréversibles : aucun traitement médicamenteux n'est actuellement capable de faire régresser de telles lésions.

Quand tout traitement curatif radical est impossible dans une maladie aussi fréquente et aussi grave, la prévention devient le devoir social majeur. Or, cette prévention offre actuellement des perspectives intéressantes parce que, si on ignore la cause directe et réelle de la maladie, on en connaît des facteurs favorisants, relativement faciles à détecter, relativement communs dans la population. Les sujets qui portent en eux-mêmes ces facteurs prédisposants sont, les recherches récentes tendent à le confirmer, tout particulièrement exposés à l'athérosclérose. Ils représentent ainsi des « candidats » qui, soumis à des mesures préventives rationnelles, verraient le risque de la maladie diminuer considérablement.

Ainsi, le dépistage de ces candidats offre-t-il des moyens valables et probablement très efficaces d'éviter pour beaucoup d'individus exposés les risques supplémentaires d'athérosclérose qu'entraîne malheureusement la présence, chez certains d'entre eux, des facteurs prédisposants.

L'importance d'un tel problème ne pouvait échapper et la Direction de l'Hygiène Sociale de la Préfecture de la Seine s'est efforcée de le résoudre il y a plus de cinq ans déjà. L'entreprise pouvait paraître ambitieuse, mais le Directeur de l'Hygiène Sociale, M. RIVIÈRE, avec la collaboration du D^r BONNAUD, l'a estimée souhaitable et l'a confiée à une équipe coopérative où s'associent des organismes initialement différents. Un groupe de travail réunit divers spécialistes issus les uns

d'un grand service hospitalier (Clinique cardiologique de l'hôpital Boucicaut à Paris), d'autres de la Direction de l'Hygiène Sociale de la Préfecture de la Seine ou de l'Institut National de la Santé et de la Recherche Médicale (Section de Cardiologie, Unité de Recherches Statistiques, Groupe de Recherches sur l'Athérosclérose), d'autres enfin venus du Groupe d'Etude sur la Fumée de Tabac.

La direction générale est assurée sur le plan médical et technique par le P^r Jean-Louis BEAUMONT, sur le plan statistique et épidémiologique par le P^r DANIEL SCHWARTZ. Le secrétariat général est tenu par J. L. RICHARD. En outre, les membres de l'équipe dirigeante sont : G. ANGUERA; A. BARILLON; M^{me} V. BEAUMONT; G. BONNAUD; J. R. CLAUDE; P. DUCIMETIÈRE; I. ELGRISHI; M^{me} E. ESCHWEGE; J. GELIN; B. JACOTOT; H. LAFFONT; J. LELLOUCH et M^{me} E. PATOIS. On y trouve des médecins, des biologistes, des statisticiens, aidés d'un personnel technique dont le nombre peut être évalué à une trentaine de personnes.

Cette équipe a décidé de mettre sur pied une large enquête épidémiologique capable, d'une part de rechercher et de dépister les « candidats » à l'athérosclérose, d'autre part d'apprécier, dans une population présumée saine, la fréquence des facteurs favorisants : consommation de tabac, augmentation du poids corporel, élévation de la tension artérielle, troubles métaboliques divers (hypercholestérolémie, hypertriglycéridémie, hyperuricémie), anomalies de l'électrocardiogramme. Cette enquête ne remplirait pas son but final si elle ne se proposait également d'apprécier l'importance relative de chacun de ces paramètres et les moyens de porter remède à ces perturbations préliminaires de la santé qui font en quelque sorte le lit de l'athérosclérose.

Cette équipe a travaillé dans l'ombre mais dans l'efficacité pendant plus de quatre ans. Ses premières observations offrent déjà un intérêt considérable puisqu'elles ont atteint dès maintenant les premiers des buts fixés, à savoir l'inventaire dans la population saine des facteurs prédisposant à l'athérosclérose. Les articles séparés de cette monographie donneront tous les détails sur les modalités de l'enquête et sur ses résultats. On peut les critiquer, les critères d'anormalité pouvant toujours être considérés comme plus ou moins arbitraires. Mais ils sont consacrés par la maintenant classique expérience de FRAMINGHAM et, de plus, ils sont couramment acceptés par la majorité des auteurs. On peut donc les donner pour légitimes.

On sera peut-être surpris de la fréquence, chez l'homme en apparence sain, d'altérations électrocardiographiques plus ou moins spécifiques (en particulier après 40 ou 50 ans) et des perturbations électriques supplémentaires déterminées par une épreuve d'effort très modéré : dans plus de 25 % des cas. Il suffira de dire que ces chiffres sont en accord avec des données tout récemment publiées dans d'autres pays. On y verra que des taux de cholestérolémie supérieurs à 2,40 g/litre et probablement d'autant plus dangereux qu'ils sont plus élevés, s'observent dans 35 à 47 % des cas suivant l'âge, et qu'un taux de 3 g ou plus est trouvé chez 10 % des sujets apparemment normaux. Il en est de même des valeurs franchement élevées des triglycérides dans le sang (plus de 2,40 g/l), des surcharges pondé-

rales franches méritant le qualificatif d'obésité, et de l'hypertension systolique égale ou supérieure à 170 mm de mercure. On verra ainsi que les perturbations métaboliques des « candidats » à l'athérosclérose ne portent pas seulement sur la cholestérolémie, mais aussi sur la triglycéridémie (qui offre peut-être une corrélation encore meilleure) et sur l'uricémie. Or, on tend de plus en plus à admettre, à la suite des enquêtes épidémiologiques surtout américaines, qu'une réduction sensible de la cholestérolémie moyenne d'une population surveillée avant toute maladie clinique serait capable de réduire considérablement, de quart ou de moitié, la fréquence des complications ischémiques théoriquement prévisibles.

Certes, ces données sont encore dans une grande mesure conjecturales, mais les corrélations entre les troubles de la repolarisation sur l'électrocardiogramme et les augmentations franches de la cholestérolémie, de la triglycéridémie ou de l'uricémie ont pu atteindre ici, comme dans d'autres enquêtes, des niveaux significatifs. Elles appellent la méditation... puis l'action.

On ne saurait trop féliciter les promoteurs de cette entreprise de s'engager résolument dans une voie qui vise à réduire le tribut payé aux maladies par athérosclérose. Devenues l'ennemi public numéro 1, frappant avec une fréquence croissante des sujets de plus en plus jeunes, ces maladies légitiment un effort sans cesse accru pour que nous puissions offrir à nos enfants des perspectives de santé et de longévité meilleures que celles dont nous héritâmes à notre naissance.

UN GROUPE MULTIDISCIPLINAIRE : LE G. R. E. A.

Peut-être convient-il d'abord, pour les non-spécialistes, de rappeler ce qu'est actuellement l'épidémiologie. Ce terme, qui paraît évoquer la notion de maladie contagieuse, a subi dans les pays anglo-saxons une profonde mutation, et se voit maintenant universellement employé avec un sens entièrement différent : c'est l'étude de la répartition d'une maladie (contagieuse ou non) dans un domaine, tel que géographique, chronologique, professionnel... La mutation n'est pas si surprenante qu'il paraît. Le caractère le plus frappant d'une épidémie n'est-il pas l'accumulation de cas dans un certain secteur ?

Le pas suivant, vite franchi, conduit l'épidémiologiste à étudier comment se répartissent les facteurs d'une maladie (ainsi dans le cas de l'athérosclérose : la cholestérolémie, la tension artérielle...) et quelles sont leurs relations mutuelles.

De telles études sont par essence multidisciplinaires : la connaissance de la maladie et de ses facteurs nécessite des examens cliniques et des dosages en laboratoire, l'étude de leur répartition demande une analyse statistique.

Il fallait donc, dans le cas présent, réunir au minimum des médecins, des biologistes et des statisticiens, sans parler de ceux qui, par leur position, permettaient l'accès à des populations numériquement importantes et la coopération des sujets. C'est dire la variété des organismes et des personnes qui devaient apporter leur contribution, additionner leurs forces, mais aussi tenter l'aventure qui promettait une telle collaboration.

Ainsi est né : *Le Groupe d'Etudes sur l'Epidémiologie de l'Athérosclérose* (G. R. E. A.).

D. SCHWARTZ.

G. R. E. A.

Directeurs scientifiques : Professeurs J. L. BEAUMONT et D. SCHWARTZ.

Secrétaire général : Docteur J. L. RICHARD.

Membres du Groupe (par ordre alphabétique) :

G. ANGUERA; A. BARILLON; M^{me} V. BEAUMONT; G. BONNAUD; J. R. CLAUDE;
P. DUCIMETIÈRE; I. ELGRISHI; M^{me} E. ESCHWEGE; J. GELIN; B. JACOTOT;
H. LAFFONT; J. LELLOUCH et M^{me} E. PATOIS.

Organismes représentés :

- Clinique Médicale de l'Hôpital Boucicaut à Paris (P^r J. LENÈGRE).
- Direction de l'Hygiène Sociale de la Préfecture de la Seine : Dispensaire et Laboratoire de Prévention des Maladies Cardio-Vasculaires.
- Institut National de la Santé et de la Recherche médicale (I. N. S. E. R. M.) : Section de Cardiologie.
- Groupe de Recherches sur l'Athérosclérose de l'I. N. S. E. R. M.
- Unité de Recherches Statistiques de l'I. N. S. E. R. M.
- Groupe d'Etudes sur la Fumée de Tabac.

CHAPITRE PREMIER

MATÉRIEL ET MÉTHODES

J. L. RICHARD (1), P. DUCIMETIÈRE (2), I. ELGRISHI (3) et M^{me} E. PATOIS (4)

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Deux groupes professionnels parisiens ont été examinés de novembre 1963 au 31 décembre 1964.

Tous les sujets ont eu un examen systématique de dépistage à la suite duquel un certain nombre d'entre eux ont été convoqués à nouveau pour un examen cardiologique.

I. — EXAMEN SYSTÉMATIQUE DE DÉPISTAGE

1° Populations étudiées.

a) Il s'agit, d'une part, des employés d'une entreprise de transport. Seuls ont été convoqués les sujets embauchés depuis au moins 6 mois, soit 1 594 employés. L'examen a été effectivement pratiqué chez 1 518 d'entre eux, soit 95,2 %.

Les sujets nés en France ont seuls été retenus pour la plupart des travaux de cette étude, soit 1 165 individus. Les tableaux I et II donnent le détail de cette population complexe par âge, origine géographique et sexe. On peut de plus distinguer deux grandes catégories professionnelles : les chauffeurs qui constituent un ensemble assez homogène en ce qui concerne les conditions de travail et le revenu; les « non-chauffeurs », terme générique qui regroupe des emplois fort divers : simples manœuvres, ouvriers qualifiés, employés de bureau, cadres. Enfin, il convient de remarquer que la distribution par âge de ces employés suggère l'existence de deux générations, l'une jeune, d'âge moyen environ 40 ans, l'autre plus vieille et dont la moyenne d'âge se situe autour de 65 ans. Ce fait curieux n'est pas sans importance et il est peut-être à rapprocher des résultats assez particuliers observés entre 40 et 50 ans et discutés plus loin.

(1) Chef de la Section « Cardiologie » I. N. S. E. R. M.

(2) Chargé de Recherche à l'I. N. S. E. R. M.

(3) Docteur en Médecine, boursier d'enquête à l'I. N. S. E. R. M.

(4) Technicienne, I. N. S. E. R. M.

TABLEAU I

Distribution par âge et pays d'origine.
Employés.

Pays d'origine \ Age ...	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-80	Total
France.	16	55	87	104	82	66	128	178	234	96	18	1	1 065
Afrique du Nord.		6	17	2	8	6	7	5	8	1		1	61
Pays slaves.				2	2	3	6	11	47	51		18	140
Pays méditerranéens.		1	1	3	6	4	2	8	16	6		3	50
Autres.													92

TABLEAU II

Distribution par âge. Nées en France et autres.
Employées.

Pays d'origine \ Age ...	< 30	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	≥ 70	Total
France	16	9	25	13	13	11	10	2	—	1	100
Autres	2	1	1	—	3	2	—	1	—	—	10

b) D'autre part, il s'agit des égoutiers de la ville de Paris. 777 d'entre eux ont été examinés à l'occasion d'un prélèvement sanguin effectué pour la mise au point d'un vaccin contre les leptospiroses. Ces sujets représentent 95,9 % de l'effectif total qui était de 810 égoutiers.

Ils sont tous de sexe masculin et nés en France. Le tableau III donne leur distribution par âge. Cette population est assez homogène en ce qui concerne la profession et le niveau de vie.

TABLEAU III

Distribution par âge.
Egoutiers.

Age	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-80	Total
Nombre	13	58	117	200	173	98	90	24	4	—	—	—	777

Tous ces sujets ont en principe subi un examen identique qui sera détaillé au chapitre suivant. Toutefois, des incidents non systématiques et qui ne peuvent en aucune manière introduire un biais (bris de flacon pendant le transport ou au laboratoire, prélèvement insuffisant ou coagulé, erreur matérielle dans la transcription des renseignements cliniques) expliquent que chacune des données étudiées ne soit pas disponible chez quelques sujets. Dans ces conditions, chacune des études particulières intéresse un effectif légèrement différent, notamment à propos de la distribution et de la variation avec l'âge. Les études de corrélations qui doivent nécessairement porter sur les sujets ayant subi la totalité des examens intéressent un effectif encore légèrement plus restreint.

En outre, des considérations propres à certains des facteurs étudiés ont imposé des choix particuliers de sujets dans quelques études. Le détail et les motifs de ces exceptions seront précisés chaque fois que nécessaire.

Il convient enfin de noter que les deux groupes examinés sont composés de sujets actifs, c'est-à-dire exerçant normalement leur profession. Mais il y a parmi eux, notamment au-delà de 40 ou 50 ans, un certain nombre de malades, le plus souvent pauci-symptomatiques. Il est toutefois peu probable que leur présence puisse influencer les résultats. Il a en effet été impossible, au cours de cette première année d'activité, de soumettre tous les sujets à un examen cardiologique complet. De toute façon, cette critique ne paraît pas majeure et la limite semble arbitraire entre les anomalies que peut déceler un examen simple et celles qui ne le seraient que par un examen plus détaillé, ou bien encore entre les anomalies décelables aujourd'hui et celles qui ne le seraient que demain. Quoi qu'il en soit, nous ne nous sommes pas contentés d'exprimer les corrélations par un simple coefficient, mais nous avons toujours pris soin d'examiner les régressions d'un bout à l'autre de l'échelle pour bien vérifier qu'elles traduisent une tendance d'ensemble et non l'influence de quelques cas exceptionnels.

2° Méthodes.

Chaque sujet des deux groupes a été examiné dans des conditions standardisées. Cet examen a été pratiqué le matin entre 9 et 11 heures. Il a comporté :

a) La mesure du poids au kilogramme le plus voisin, avec les chaussures mais sans veste et de la taille au centimètre le plus voisin, également avec les chaussures.

On a pu ainsi calculer pour chaque individu un indice égal à $\frac{P}{T^2}$ (avec P = poids et T = taille). Ce coefficient 2 est celui qui rend le mieux compte de la variation du poids en fonction de la taille dans la population étudiée (c'est la pente de la droite de régression en coordonnées logarithmiques). Pour simplifier l'expression des résultats, nous avons adopté un « indice de corpulence » égal à 100 ($\log \frac{P}{T^2} - 1$). Le tableau IV illustre par quelques exemples la signification pratique de cet indice.

TABLEAU IV

Indice de corpulence correspondant à diverses combinaisons de poids et de taille.

Poids	Taille			
	1,60 m	1,70 m	1,80 m	1,90 m
60 kg	370	317	268	221
70 kg	437	384	335	288
80 kg	495	442	393	346
90 kg	546	493	444	397
100 kg	592	539	489	443

b) La mesure de la tension artérielle à l'aide d'un sphygmomanomètre chez les sujets assis. Cette mesure a été effectuée parmi les employés juste avant une prise de sang par l'un ou l'autre des deux médecins du travail de la Société.

Par suite d'impossibilité matérielle, le poids, la taille et la tension n'ont pas été mesurés chez les égoutiers le jour de l'examen. On a tenu compte des renseignements obtenus lors d'une visite antérieure de médecine du travail, mais ces renseignements manquaient chez un assez grand nombre de sujets qui ont dû être exclus de l'étude de corrélation.

c) Un questionnaire standard posé par des enquêteurs spécialisés et portant sur l'identité, certains antécédents personnels, la consommation de tabac, les conditions de travail et l'alimentation dans les 12 heures précédant l'examen. Enfin, certaines questions concernant le comportement psychologique ont été posées aux employés exclusivement.

d) Une prise de sang pour permettre le dosage de l'urée, de l'acide urique et du glucose par des méthodes automatiques [3, 4, 5], du cholestérol suivant la technique d'ASSOUS et GIRARD [1], des triglycérides suivant celle de VAN HANDEL et ZILVERSMITH [6]. Ce dernier dosage n'a pu être effectué que chez les employés.

Ce prélèvement a été pratiqué à jeun chez la quasi-totalité des égoutiers. Par contre, les employés ont été examinés le plus souvent alors qu'ils avaient absorbé, aux premières heures de la matinée, leur petit déjeuner habituel.

II. — EXAMEN CARDIOLOGIQUE

1° Population.

A la suite de l'examen initial, 870 sujets ont été reconvoqués chaque fois qu'ils entraient dans une des catégories suivantes (il est bien entendu que certains sujets avaient plusieurs raisons d'être reconvoqués) :

- cholestérol élevé (taux supérieur à 2,90 g/l);
- cholestérol moyen (taux compris entre 2,28 g et 2,38 g);
- cholestérol bas (taux inférieur à 1,60 g/l);
- triglycérides élevés (taux supérieur à 2,50 g/l);
- glucose élevé (taux supérieur à 1,25 g/l);
- acide urique élevé (taux supérieur à 0,080 g/l);
- urée élevée (taux supérieur à 0,50 g/l);
- obésité (poids actuel supérieur à 90 kg);
- hypertension artérielle (tension systolique supérieure à 19);
- consommation élevée de tabac (plus de 30 cigarettes par jour);
- un certain nombre de sujets ont été reconvoqués après tirage au sort, comme témoins. Tous ces sujets ont été choisis dans l'ensemble des deux groupes professionnels sans aucune discrimination.

742 sujets ont répondu à la convocation, dont seulement 24 femmes. En raison de ce petit nombre, les résultats concernent la population masculine seule dont la distribution, selon l'âge, est donnée par le tableau V. Certains sujets, convoqués pour plusieurs motifs, figurent à plusieurs reprises dans la même tranche d'âge.

TABLEAU V

Détail des sujets reconvoqués pour examen cardiologique.

Motifs	Age					Total
	— 30 ans	30-40 ans	40-50 ans	50-60 ans	+ 60 ans	
Témoins	12	38	22	19	31	122
Triglycérides élevés	1	8	11	36	20	76
Glucose élevé	0	6	15	21	42	84
Acide urique élevé	0	16	15	14	19	64
Urée élevée	2	6	4	12	27	51
Obésité	5	13	17	32	14	81
Hypertension	0	2	3	12	21	38
Tabac	3	23	17	16	10	69
Cholestérol moyen	3	13	12	16	13	57
Cholestérol bas	17	44	13	10	14	98
Cholestérol élevé	4	37	35	38	38	152

2° Méthodes.

L'examen cardiologique complet comprenait :

1° Un examen clinique :

- recherche d'une angine de poitrine d'effort ou d'une claudication intermittente à l'aide d'un questionnaire standardisé;
- palpation des artères des membres inférieurs;
- mesure de la tension artérielle chez un sujet en décubitus;
- palpation du foie;
- auscultation du cœur;
- auscultation pulmonaire;
- examen radioscopique du thorax.

2° Un interrogatoire par questionnaire (antécédents personnels et familiaux, habitudes alimentaires).

3° L'enregistrement des 12 dérivations habituelles de l'électrocardiogramme à l'aide d'un appareil Sanborn à inscription directe.

4° L'enregistrement d'un électrocardiogramme après épreuve d'effort (double test de Master) et comprenant les dérivations I, II, III puis V₂, V₄, V₆, immédiatement après effort et 2 minutes après [2].

Tous les électrocardiogrammes ont été lus et interprétés en ne connaissant que l'âge et le poids du sujet. Un dossier a été constitué pour chaque électrocardiogramme en vue d'une exploitation mécanographique. Chaque dossier comporte :

- 1° Des conclusions électriques.
- 2° Une étude analytique complète des tracés.

Les conclusions de la lecture de chaque électrocardiogramme ont été établies de la manière suivante :

A. — ELECTROCARDIOGRAMME AU REPOS. — Les électrocardiogrammes ont été classés en trois groupes : normaux, anormaux et limites de la normale.

a) Ont été considérés comme anormaux les tracés comportant une anomalie nette et bien définie, par exemple bloc incomplet droit, bloc complet droit, bloc incomplet gauche, bloc complet gauche, troubles de la conduction auriculo-ventriculaire, hypertrophie ventriculaire gauche, onde Q de nécrose myocardique, extrasystoles fréquentes, fibrillation ou flutter auriculaires, axe de QRS au-delà de -30° , anomalies franches de la repolarisation ventriculaire.

b) La conclusion « limites de la normale » a été réservée à un certain nombre d'anomalies isolées et insuffisantes pour permettre un diagnostic précis, par exemple tachycardie ou bradycardie sinusale, grandes ondes R isolées ou absence d'onde Q sans aspect typique de bloc incomplet gauche dans les dérivations précordiales gauches, axe de QRS compris entre 0° et -30° , anomalies mineures ou discutables de la repolarisation.

B. — ELECTROCARDIOGRAMME APRÈS EFFORT. — Les tracés E. C. G. après effort ont été classés en quatre groupes :

1° *Epreuve normale* : aucune modification n'est intervenue par rapport au tracé au repos.

2° *Epreuve franchement pathologique* : les tracés comportent une modification importante du segment ST et de l'onde T :

- sous décalage du point J de 1 mm ou plus avec segment ST horizontal ou descendant;
- sous décalage du point J de 2 mm ou plus avec segment ST ascendant;
- onde T devenant nettement négative après effort.

3° *Epreuve litigieuse* :

- sous décalage du point J inférieur à 2 mm et segment ST ascendant;
- aplatissement de l'onde T;
- perturbation du rythme : tachycardie, extrasystolie.

4° *Epreuve atypique ou intéressante* : essentiellement retour partiel ou complet à la normale d'un tracé comportant au repos des troubles de la repolarisation ventriculaire.

BIBLIOGRAPHIE

1. ASSOUS (E.) et GIRARD (M.) : Microméthode nouvelle de dosage du cholestérol libre et du cholestérol total directement sur le sérum sanguin. *Ann. Biol. Clin.*, 1962, 20, 973.
2. MASTER (A. M.), DONOSO (E. P.) et ROSENFELD (L.) : Standardisation of the Master two-step exercise. *Circulation*, 1959, 20, 738.
3. Méthodologie n° 1. Dosage de l'urée par auto-analyser. C¹e Technicon, France.
4. Méthodologie n° 2. Dosage du glucose par auto-analyser. C¹e Technicon, France.
5. Méthodologie n° 3. Dosage de l'acide urique par auto-analyser. C¹e Technicon, France.
6. VAN HANDEL (E.) et ZILVERSMIT (D. B.) : Micromethod for the direct determination of the serum triglycerides. *J. Lab. Clin. Med.*, 1957, 50, 152.

CHAPITRE II

EXAMEN SYSTÉMATIQUE DE DEUX POPULATIONS ACTIVES :

DÉPISTAGE DES FACTEURS DE L'ATHÉROSCLÉROSE
ET EXAMEN CARDIOLOGIQUE DES SUJETS EXPOSÉS

J. L. RICHARD (1), H. LAFFONT (2), J. GELIN (3), I. ELGRISHI (4),
P. DUCIMETIÈRE (5) ET E. PATOIS (6)

L'examen systématique a permis d'étudier, au sein de deux populations masculines actives, la distribution de certaines données cliniques ou biologiques dont les valeurs élevées sont habituellement considérées comme des facteurs de risque des maladies par athérosclérose.

Le dépistage de ces maladies elles-mêmes n'a pu être effectué par un examen clinique et électrocardiographique que chez un nombre limité des sujets trouvés porteurs, au cours de l'examen systématique, d'un ou de plusieurs de ces facteurs. Un groupe de sujets témoins a toutefois été constitué par tirage au sort au sein de chacune des deux populations (voir chapitre I : *Matériel et méthodes*).

I. — RÉSULTATS

1° RÉSULTATS DE L'EXAMEN SYSTÉMATIQUE

Le tableau I indique pour chaque quantité mesurée la valeur seuil telle que 10 % ou 5 % des mesures effectuées soient égales ou supérieures à ce seuil.

Le tableau II indique, au sein de chacune des deux populations, le pourcentage de sujets qui, pour chaque critère mesuré, présentent des valeurs égales ou supérieures à une certaine limite. Les valeurs choisies sont évidemment arbitraires et ne sauraient, en aucun cas, être considérées comme les limites supérieures de la « normale », mais elles semblent bien correspondre, au moins pour celles d'entre

- (1) Chef de la Section « Cardiologie » I. N. S. E. R. M.
(2) Docteur en Médecine, boursier d'enquête à l'I. N. S. E. R. M.
(3) Médecin-Assistant des Hôpitaux de Paris, boursier d'enquête à l'I. N. S. E. R. M.
(4) Docteur en Médecine, boursier d'enquête à l'I. N. S. E. R. M.
(5) Chargé de Recherche à l'I. N. S. E. R. M.
(6) Technicienne, I. N. S. E. R. M.

TABLEAU I

Valeurs seuils (10 % et 5 % de la population) pour différents facteurs.
Employés nés en France : 1 000 sujets environ.
Egoutiers : 700 sujets environ.

Facteurs	Valeurs seuils à 10 %		Valeurs seuils à 5 %	
	Employés	Egoutiers	Employés	Egoutiers
Cholestérolémie	2,95 g/l	2,95 g/l	3,20 g/l	3,15 g/l
Triglycéridémie	2,40 g/l	— g/l	3,20 g/l	— g/l
Glycémie (1)	1,20 g/l	1,15 g/l	1,30 g/l	1,25 g/l
Uricémie	0,075 g/l	0,072 g/l	0,080 g/l	0,077 g/l
Tension artérielle systolique (2) en cm de mercure	17,5	16	18,5	17
Indice d'obésité (3)	440	440	460	460
Consommation quotidienne de cigarettes.	24	30	32	32

(1) Non compris les sujets traités pour diabète.
(2) Non compris les sujets traités pour hypertension.
(3) Voir pour détails article « Matériel et méthodes ». Un indice de 440 correspond environ à un excès de poids de 10 kg; un indice de 460 à un excès de poids de 12 kg.

TABLEAU II

Facteurs de l'athérosclérose.
Fréquence de leurs valeurs élevées, égales ou supérieures à une certaine valeur limite.

Facteurs	Valeur limite	Pourcentage de sujets	
		Employés	Egoutiers
Cholestérolémie	2,40 g/l	42 %	40 %
Triglycéridémie	1,60 g/l	26 %	—
Glycémie	1,20 g/l	9 %	6 %
Uricémie	0,060 g/l	34 %	33 %
Tension artérielle systolique	16	22 %	9 %
Tension artérielle diastolique	10	15 %	6 %
Excès de poids	5 kg	30 %	26 %
Consommation de cigarettes par jour.	20	31 %	49 %

elles qui ont été étudiées, à un risque nettement accru de maladie cardiovasculaire par athérosclérose; ce fait a été bien mis en évidence par les enquêtes épidémiologiques prospectives [3, 8] et rétrospectives [17, 18].

TABLEAU III

Facteurs de l'athérosclérose.

Fréquence de leurs valeurs élevées et de leurs associations.

Facteurs	Sujets de moins de 50 ans		Sujets de plus de 50 ans	
	Employés	Egoutiers	Employés	Egoutiers
Cholestérolémie isolée $\geq 2,40$ g/l	12 %	8 %	11 %	13 %
Cholestérolémie $\geq 2,40$ g/l avec présence d'autres valeurs élevées sauf hypertension	26 %	26 %	25 %	26 %
Tension artérielle systolique isolée ≥ 17 ..	1 %	0	4 %	5 %
Tension artérielle systolique ≥ 17 avec présence d'autres valeurs élevées sauf la cholestérolémie	1 %	1 %	8 %	5 %
Cholestérolémie $\geq 2,40$ g/l et tension artérielle systolique ≥ 17	0	0	3 %	1 %
Cholestérolémie $\geq 2,40$ g/l, tension artérielle systolique ≥ 17 avec présence d'autres valeurs élevées	1 %	1 %	8 %	7 %

Le tableau III étudie, en tenant compte de l'âge, les associations entre ces facteurs et tout particulièrement entre les deux d'entre eux dont le rôle semble prédominant : l'hypercholestérolémie et l'hypertension artérielle [4].

2° RÉSULTATS DE L'EXAMEN CARDIOLOGIQUE

Il s'agit d'un examen clinique standard et de l'analyse systématique de l'électrocardiogramme pratiqués parmi différents groupes de sujets reconvoqués à la suite de l'examen précédent.

1° Examen clinique.

Le tableau IV donne le détail par classes d'âge des conclusions cliniques portées par les médecins chargés de cet examen, à savoir chez 718 sujets :

- 13 angines de poitrine cliniquement certaines;
- 25 angines de poitrine possibles;
- 8 artériopathies oblitérantes certaines des membres inférieurs;
- 8 artériopathies oblitérantes possibles des membres inférieurs;
- 3 associations d'une angine de poitrine et d'une artériopathie des membres inférieurs.

Il y a lieu d'ajouter :

- 111 sujets trouvés porteurs d'une hypertension artérielle (tension systolique égale ou supérieure à 17 ou bien diastolique égale ou supérieure à 10);
- 19 sujets porteurs de cardiopathies diverses dont 9 cardiopathies valvulaires acquises.

TABLEAU IV

Diagnostic d'une angine de poitrine ou d'une artériopathie des membres inférieurs.

Age	Nombre de sujets	Angine de poitrine certaine	Angine de poitrine possible	Artériopathie certaine	Artériopathie possible	Angine de poitrine plus artériopathie
Avant 30 ans	38	0	1	0	0	0
30-39 ans	176	0	3	0	3	0
40-49 ans	142	0	5	1	1	0
50-59 ans	168	5	7	1	2	1
60 ans et plus ...	194	8	9	6	2	3

2° Examen électrocardiographique.

a) L'électrocardiogramme au repos est considéré comme anormal chez 240 sujets (soit 33 %). Le détail de ces anomalies est précisé dans le tableau V.

TABLEAU V

Fréquence et détail des anomalies électrocardiographiques.

Anomalies électrocardiographiques	Avant 50 ans	50 ans et plus	Total
Fibrillation auriculaire	0	6	6
Bloc auriculo-ventriculaire partiel	5	3	8
Bloc auriculo-ventriculaire complet	0	0	0
Bloc incomplet gauche	2	11	13
Bloc complet gauche	0	0	0
Bloc incomplet droit	13	13	26
Bloc complet droit	3	7	10
Hypertrophie ventriculaire gauche certaine	6	30	36
Infarctus certain	0	6	6
Troubles de la repolarisation suggérant une insuffisance coronarienne	8	46	54
Troubles de la repolarisation suggérant une surcharge ventriculaire	8	28	36
Troubles de la repolarisation de nature indéterminée ou autre	48	59	107

La fréquence de l'infarctus myocardique est difficile à connaître rétrospectivement sur les seules données de l'anamnèse et des aspects électrocardiographiques. Six infarctus myocardiques certains ont été diagnostiqués, mais sur 10 autres tracés électrocardiographiques des signes incomplets avaient été notés ayant entraîné le diagnostic de nécrose possible. La localisation de ces infarctus myocardiques — tous anciens ou demi-récents — est fournie par le tableau VI.

TABLEAU VI
Siège des infarctus du myocarde.

	Latéral	Postérieur	Antéro-septal	Antérieur	Postéro-latéral
Certains	0	2	1	1	2
Possibles	6	3	1	0	0

Dans les 10 autres cas où le diagnostic d'infarctus « douteux » est évoqué à l'analyse des tracés, il s'agit 7 fois d'une onde Q « limite et isolée » en D3 ou AVF; la difficulté fréquente du diagnostic des infarctus postérieurs est bien connue en l'absence de données cliniques. Parmi les 6 sujets dont l'électrocardiogramme montrait des images de nécrose myocardique certaine, 3 seulement connaissaient l'existence de cet infarctus ancien et l'interrogatoire n'avait retrouvé des antécédents de douleur thoracique suggérant cette possibilité que chez 2 d'entre eux.

Le tableau VII donne le détail des conclusions portées à l'analyse des tracés électrocardiographiques chez les sujets considérés cliniquement comme malades ou comme suspects de maladies par athérosclérose.

b) L'électrocardiogramme a été également enregistré après épreuve d'effort chez tous les sujets à l'exception de 54 d'entre eux, soit parce que le diagnostic d'insuffisance coronarienne était cliniquement certain, soit parce que l'état physique du sujet rendait cette épreuve matériellement impossible.

Le tableau VIII indique la fréquence des diverses conclusions de l'analyse systématique du tracé électrocardiographique enregistré après cette épreuve.

II. — DISCUSSION

La distribution des facteurs cliniques ou biologiques de l'athérosclérose a été souvent étudiée au sein de différentes populations, mais les comparaisons sont toujours délicates, voire même impossibles pour plusieurs raisons : choix des populations, présentation variable des résultats notamment en fonction de l'âge, non-comparabilité des méthodes de dosages ou de mesures. Il persiste toutefois une impression d'ensemble.

TABLEAU VII
Comparaison entre le diagnostic clinique et électrocardiographique.

Diagnostic clinique	Nombre de sujets (1)	Diagnostic électrocardiographique					
		Conclusions			Détail des anomalies		
		ECG normal	ECG suspect	ECG pathologique	Nécrose myocardique		Troubles de la repolarisation compatibles avec une insuffisance coronarienne
Certaine	Possible						
Angine de poitrine certaine	13	3	1	9	1	2	6
Angine de poitrine possible	25	10	6	9	0	0	3
Artériopathie des membres inférieurs certaine	8	2	2	4	1	0	2
Artériopathie des membres inférieurs possible	8	6	1	1	0	0	0
Angine de poitrine et artériopathie des membres inférieurs possibles	4	0	2	2	1	0	2

(1) Voir le détail des âges tableau IV.

TABLEAU VIII
Résultats de l'épreuve d'effort.

	Avant 50 ans	50 ans et plus	Total
Nombre de sujets	355	361	716
Epreuve d'effort non pratiquée	11	43	54
<i>Epreuve d'effort. Nombre total de sujets</i>	344	318	662
Epreuve normale	273	220	493
Epreuve franchement pathologique	2	13	15
Epreuve douteuse	56	69	125
Epreuve atypique	13	16	29

Il est d'une part évident que les valeurs élevées des différents critères mesurés sont observées avec une grande fréquence au sein des deux populations étudiées. C'est le cas notamment de la cholestérolémie, la triglycéridémie, la tension artérielle, l'uricémie, la glycémie, l'obésité et l'usage du tabac. Certains de ces critères sont maintenant reconnus comme des facteurs de risques manifestes; d'autres sont moins nettement associés à la maladie ou n'ont pas encore été étudiés. Il n'en reste pas moins que l'exposition au risque de future maladie semble réelle pour de nombreux sujets, notamment du fait de leur cholestérolémie et de leur tension artérielle.

Il est plus difficile de comparer les distributions observées dans le présent travail à celles signalées dans les études étrangères. Il semble toutefois que les distributions des différents critères au sein de populations masculines d'âge voisin vivant dans les pays à haut niveau de vie et comportant un taux élevé de morbidité ou mortalité par maladies artérielles ne sont pas très franchement différentes de celles rapportées dans les deux groupes parisiens étudiés.

C'est le cas en particulier de la cholestérolémie; les résultats observés dans ce travail semblent souvent proches [10, 14] ou assez proches, quoique peut-être légèrement inférieurs [5, 11, 12, 16]. C'est aussi le cas de la tension artérielle, bien que les valeurs rapportées dans cette étude soient volontiers un peu plus fortes [1, 2, 3, 5, 6, 7, 11]. Les taux de triglycéridémie notés à New-York par SCHEFFER ne sont pas très différents [5]. Quant à la consommation de tabac, elle a été estimée plus élevée à New-York par HAMMOND qui note surtout un pourcentage plus important de gros fumeurs et nettement plus élevé de fumeurs qui inhalent [7].

Il n'apparaît pas possible de comparer l'exposition probable au risque de future maladie de nos populations à celle que pourrait avoir des groupes humains semblables vivant en d'autres pays, mais cette exposition semble certaine et réelle.

*
**

Les premiers résultats d'un examen cardiologique systématique semblent d'ailleurs confirmer cette impression.

Les groupes qui ont eu un examen cardiologique sont trop disparates pour autoriser un calcul de prévalence. Seuls peuvent être considérés les résultats bruts en tenant compte du fait qu'il s'agissait souvent de sujets probablement surexposés, car porteurs d'un ou de plusieurs facteurs de risque, mais aussi de témoins ou de sujets peu exposés (cholestérol bas...). De plus, tous les sujets examinés exerçaient une activité professionnelle normale, et il est ainsi très probable que les formes sévères ou invalidantes des maladies cardio-vasculaires étaient de ce fait exclues.

Ces réserves ne permettent pas moins de souligner le nombre important de sujets anormaux dépistés, notamment par l'examen électrocardiographique qui a montré un tiers de tracés considérés comme pathologiques.

*
**

Ces résultats mettent bien en évidence le rôle de la pathologie cardio-vasculaire chez l'homme. On doit remarquer :

1° La fréquence certaine des sujets exposés à l'athérosclérose, et ceci dès le début de l'âge adulte.

2° La fréquence également grande des anomalies cardio-vasculaires, surtout à partir de 50 ans, mais non exceptionnellement avant cet âge.

Ces constatations, qui concordent bien avec les observations étrangères et avec le sentiment des milieux spécialisés français, semblent justifier trois sortes d'action :

1° Poursuite des travaux de recherche pour préciser l'étiologie et les conditions du dépistage précoce des maladies par athérosclérose.

2° Mise au point de mesures préventives s'attaquant aux facteurs si couramment répandus de l'athérosclérose.

3° Dépistage des maladies cardio-vasculaires si souvent méconnues et négligées, aussi longtemps qu'elles n'entraînent pas de troubles fonctionnels très gênants.

Les difficultés psychologiques d'une action préventive s'adressant à des sujets jeunes et en parfaite santé apparente ne peuvent être ignorées. Il en est sensiblement de même lorsque l'on envisage le dépistage des cardiopathies, au stade notamment où elles sont encore asymptomatiques. Mais la résignation pessimiste n'est sans doute plus justifiée et un effort d'information doit être envisagé.

BIBLIOGRAPHIE

1. BØE (J.), HUMERFELT (S.) et WEDERVANG (F.) : The blood pressure in a population. *Acta Med. Scand.*, 1957, suppl. 321.
2. BORHANI (N. O.) et HECHTER (H. H.) : A longitudinal study of blood pressure. *Angiology*, 1964, 15, 545.
3. CHAPMAN (J. M.) et MASSEY Jr (F. J.) : The interrelationship of serum cholesterol, hypertension, body weight and risk of coronary disease : results during the first ten years follow-up in the Los Angeles Heart Study. *J. Chron. Dis.*, 1964, 17, 933.
4. CORNFIELD (J.) : Joint dependence of risk of coronary heart disease on serum cholesterol and systolic blood pressure : a discriminant function analysis. *Federation Proc.*, 1962, 21 (suppl. 11), 58.
5. EPSTEIN (F. H.), FRANCIS Jr (T.), HAYNER (N. S.), JOHNSON (B. C.), KJELSBERG (M. O.), NAPIER (J. A.), OSTRANDER Jr (L. D.), PAYNE (M. W.) et DODGE (H. J.) : Prevalence of chronic disease and distribution of selected physiologic variables in a total community, Tecumseh, Michigan. *Amer. J. Epidemiol.*, 1965, 81, 307.
6. HAMILTON (M.), PICKERING (G. W.), ROBERTS (J. A.) et SOWRY (G. S. C.) : The etiology of hypertension. I. The arterial pressure in the general population. *Clin. Sci.*, 1954, 13, 11.
7. HAMMONT (E. C.), VAN GRIETHUYSEN (T. H.), DIBELER (J. B.) et SNEDDON (A. M.) : Smoking habits and disease in New York State. *N. Y. St. J. Med.*, 1965, 65, 2557.

8. KAGAN (A.), DAWBER (T. R.), KANNEL (W. B.) et REVOTSKIE (N.) : The Framingham Study. A prospective study of coronary heart disease. *Federation Proc.*, 1962, 21 (suppl. 21), 52.
9. KAGAN (A.), GORDON (T.), KANNEL (W. B.) et DAWBER (T. R.) : Blood pressure and its relation to coronary heart disease in the Framingham Study. In public health service. *Hypertension*, 1959, 7, 53.
10. KANNEL (W. B.), DAWBER (T. R.), GLENNON (W. E.) et THORNE (M. C.) : Preliminary reports. The determinants and clinical significance of serum cholesterol. *Massachusetts J. Med. Techn.*, 1962, 4, 11.
11. KEYS (A.), TAYLOR (H. L.), BLACKBURN (H.), BROZEK (J.), ANDERSON (J. T.) et SIMONSON (E.) : Coronary heart disease among Minnesota business and professional men followed fifteen years. *Circulation*, 1963, 28, 381.
12. LEWIS (L. A.), OLMSTED (F.), PAGE (I. H.), LAWRY (E. Y.), MANN (G. V.), STARE (F. J.), HANIG (M.), LAUFFER (M. A.), GORDON (T.) et MOORE (F. E.) : Serum lipid levels in normal persons. Findings of a cooperative study of lipoproteins and atherosclerosis. *Circulation*, 1957, 26, 227.
13. MASTER (A. M.), DUBLIN (L. I.) et MARKS (H. V.) : The normal blood pressure and its clinical complications. *J. A. M. A.*, 1950, 143, 1464.
14. PELL (S.) et KONIECKI (W. B.) : Distribution of serum cholesterol levels among normal middle-aged men. *The Delaware St. Med. J.*, 1960, 32, 400.
15. SCHAEFFER (L. E.) : Serum cholesterol triglycerides distribution in a « normal » New York city population. *Amer. J. Med.*, 1964, 36, 262.
16. SCHILLING (F. J.), CHRISTAKIS (G. J.), BENNET (N. J.) et COYLE (J. F.) : Studies of serum cholesterol in 4244 men and women : an epidemiological and pathogenic interpretation. *Amer. J. Publ. Health*, 1964, 54, 461.
17. SCHWARTZ (D.), LELLOUCH (J.), ANGUERA (G.) et RICHARD (J. L.) : Tabac et autres facteurs étiologiques dans l'artériopathie oblitérante des membres inférieurs. Résultats d'une enquête rétrospective. *J. Atheroscler., Res.*, 1965, 5, 302.
18. SCHWARTZ (D.), LELLOUCH (J.), ANGUERA (J. L.), LENÈGRE (J.) et BEAUMONT (J. L.) : Tobacco and other factors in the etiology of ischemic heart disease : result of a retrospective survey. *J. Chron. Dis.*, 1966, 19, 35.

CHAPITRE III

LA TENSION ARTÉRIELLE : DISTRIBUTION ET CORRÉLATIONS
DANS UN GROUPE PROFESSIONNEL

J. LELLOUCH (1) et J. L. BEAUMONT (2)

(avec la collaboration technique de M^{lle} E. PATOIS).

L'association entre les maladies par athérosclérose et l'hypertension artérielle ne fait actuellement aucun doute. La plupart des enquêtes épidémiologiques prospectives s'accordent sur le fait que le risque de maladie croît de façon régulière avec le chiffre de la tension artérielle, mais ce résultat ne peut, pour l'instant, s'interpréter par l'intermédiaire d'aucun critère qui serait lié à la fois à l'hypertension et à l'athérosclérose. C'est qu'en effet l'étiologie de l'hypertension reste encore inconnue dans la majorité des cas.

Dans le cadre de l'étude épidémiologique à long terme, menée par le G. R. E. A., le présent travail a pour but une nouvelle étude de la distribution de la tension artérielle et la recherche de ses corrélations éventuelles avec certains facteurs réputés athérogènes ou non.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Des deux populations visées par l'enquête et décrites plus haut, seule celle des employés fait l'objet du travail qui suit. En effet, la tension artérielle de l'autre population n'a pu être mesurée, et on s'est contenté de relever dans les dossiers les chiffres notés lors d'un précédent examen.

Comme l'étude porte uniquement sur les employés nés en France métropolitaine, et que, pour des raisons tout à fait fortuites, la tension n'a pu être mesurée pour 12 d'entre eux, les résultats concernent finalement 1 053 sujets (962 sont chauffeurs et 91 non chauffeurs). Leur distribution par âge est donnée dans la première colonne du tableau I.

Nous rappelons que la tension artérielle a été mesurée par l'un ou l'autre des deux médecins, le sujet étant assis depuis quelques minutes, et juste avant que ne

(1) Maître de Recherche à l'I. N. S. E. R. M.

(2) Groupe de Recherches sur l'Athérosclérose de l'I. N. S. E. R. M.

soit effectuée la prise de sang. Les autres données suivantes ont été étudiées : poids et taille, conduisant à l'indice de corpulence $100 \left(\log \frac{P}{T^2} - 1 \right)$, ancienneté de l'obésité chez les sujets considérés comme obèses, consommation de tabac, taux du cholestérol, des triglycérides, du sucre, de l'acide urique et de l'urée.

RÉSULTATS

1° VARIATION AVEC L'ÂGE ET DISTRIBUTION

Les valeurs moyennes des tensions systolique et diastolique augmentent régulièrement avec l'âge (tableau I). Aux âges avancés, la dispersion de la tension systolique tend à être également plus forte (tableau I).

TABEAU I

Moyennes et écarts-types, en centimètres de mercure, des distributions de la tension artérielle par âge.

Age	Nombre de sujets	Tension systolique		Tension diastolique	
		Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Moins de 30 ans	71	12,86	1,29	7,66	0,94
30-34 ans	85	12,98	1,32	7,85	1,04
35-39 »	101	13,40	1,56	8,22	1,13
40-44 »	82	13,30	1,59	8,15	1,19
45-49 »	64	13,97	1,93	8,30	1,47
50-54 »	127	14,31	2,33	8,47	1,50
55-59 »	177	14,55	2,09	8,56	1,17
60-64 »	231	15,25	2,44	8,79	1,43
65-69 »	96	15,13	2,27	8,56	1,24
70 ans et plus	19	17,00	2,26	9,00	1,00

Les distributions sont parfaitement unimodales, sauf peut-être pour la tension systolique dans la tranche d'âge 50-59 ans qui porte sur des effectifs relativement importants (fig. 1). Cependant, ce dernier fait n'est en aucune manière suffisant pour conclure que la tension artérielle n'a pas une distribution unimodale dans la population considérée.

2° CORRÉLATION ENTRE TENSIONS DIASTOLIQUE ET SYSTOLIQUE

Ainsi qu'il fallait s'y attendre, elle est très forte (r est supérieur à 0,70 dans toutes les tranches d'âge).

Comme de plus les résultats concernant la tension diastolique sont identiques à ceux concernant la tension systolique, nous nous limiterons à cette donnée dans la suite de ce travail.

DISTRIBUTION DE LA TENSION ARTERIELLE PAR AGE

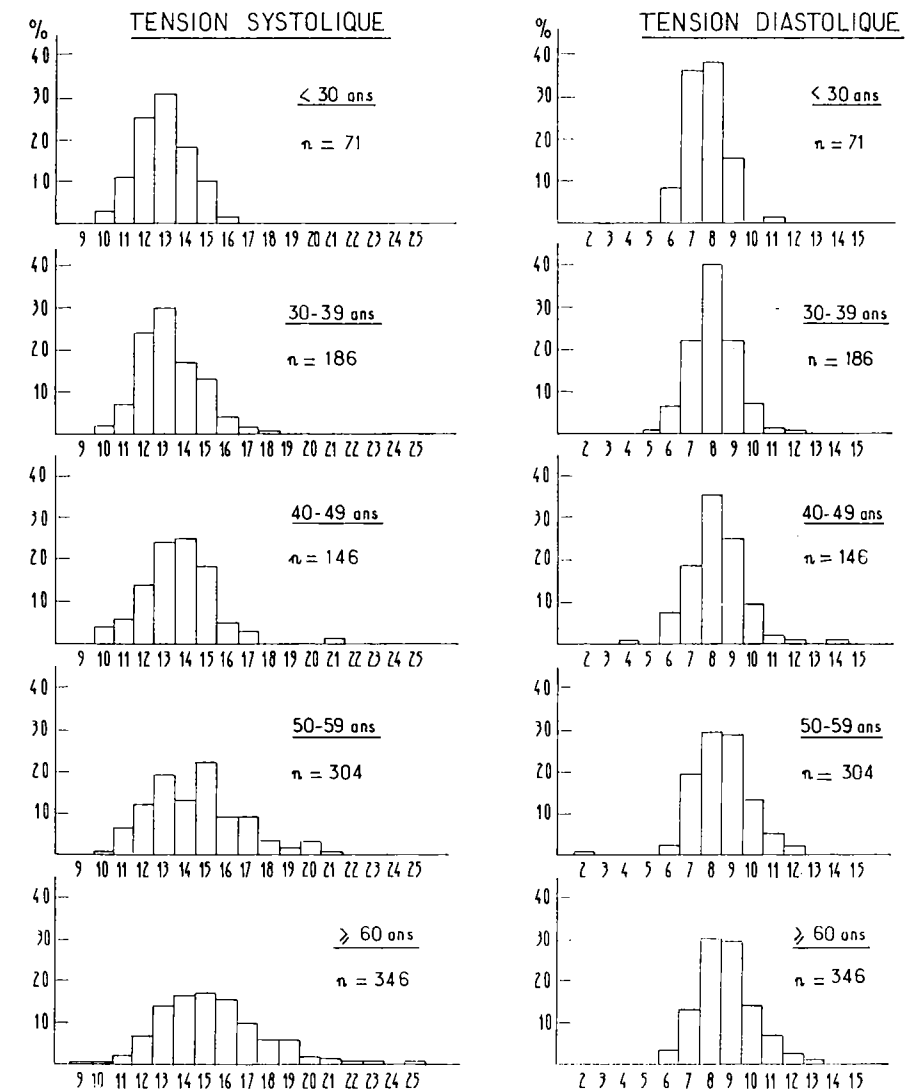


FIG. 1.

3° INFLUENCE DE LA FORME DU CORPS

Il existe à chaque âge une liaison positive très nette entre la tension artérielle d'une part, le poids et l'indice de corpulence d'autre part, la corrélation avec cet indice étant plus forte qu'avec le poids. Il n'existe par contre aucune relation avec la taille (tableau II). A poids égal, la corrélation de la tension avec l'indice de corpulence persiste (ceci étant particulièrement vrai pour les sujets âgés), alors qu'à indice de corpulence égal, la corrélation avec le poids disparaît (tableau III).

TABLEAU II
Corrélations entre la tension systolique et la forme du corps
(taille, poids et corpulence) (1).

Age	Taille	Poids	Corpulence
Moins de 30 ans	0,14	0,26 *	0,26 *
30-39 ans	0,03	0,21 **	0,22 **
40-49 »	0,05	0,20 **	0,21 **
50-59 »	-0,04	0,30 ***	0,35 ***
60 ans et plus	-0,01	0,23 ***	0,27 ***
Total	-0,06	0,22 ***	0,29 ***

(1) Les effectifs peuvent être inférieurs de quelques unités à ceux donnés au tableau I, certains sujets n'ayant pas eu la totalité des examens.
Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

TABLEAU III

Corrélations partielles de la tension systolique avec le poids à corpulence constante, et avec la corpulence à poids constant (1).

Age	Poids (à corpulence constante)	Corpulence (à poids constant)
Moins de 30 ans	0,09	0,06
30-39 ans	0,02	0,09
40-49 »	0,03	0,09
50-59 »	-0,04	0,20 ***
60 ans et plus	0,02	0,11 *
Total	-0,06	0,19 ***

(1) Les significations sont notées *, **, ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

On peut exprimer ce même résultat de façon plus suggestive en considérant la taille : il n'existe aucune relation entre la tension artérielle et la taille à indice de corpulence constant; par contre, il existe une *corrélation négative entre la tension et la taille à poids constant* (tableau IV) : ceci traduit le fait que, de deux individus ayant le même poids, celui qui a la plus petite taille est le plus corpulent.

TABLEAU IV
Corrélations partielles de la tension systolique avec la taille à poids constant et à corpulence constante (1).

Age	A poids constant	A corpulence constante
Moins de 30 ans	0,01	0,12
30-39 ans	-0,08	0,02
40-49 »	-0,08	0,04
50-59 »	-0,23 ***	-0,06
60 ans et plus	-0,12 *	0,00
Total	-0,20 ***	-0,05

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

Autrement dit, le poids seul ne suffit pas à résumer la « morphologie corporelle » dans sa relation avec la tension artérielle; il faut le rapporter à la taille. Les résultats obtenus montrent que la combinaison de ces deux quantités, que nous avons choisie indépendamment de la tension artérielle, est tout à fait satisfaisante; d'ailleurs, si on cherche quelle est la combinaison de ces deux données qui est la plus corrélée à la tension, on trouve que c'est le poids rapporté à une puissance de la taille très voisine de 2, ceci résultant de ce que la corrélation entre tension et taille est quasi nulle (quand on ne tient pas compte du poids).

Il est intéressant de chercher si parmi les sujets actuellement « obèses » la tension artérielle dépend de l'ancienneté de cette obésité. Il est nécessaire, pour étudier cette relation, de tenir compte de l'âge et de l'indice de corpulence, auxquels est évidemment très fortement liée l'ancienneté de l'obésité.

On trouve que la corrélation entre la tension systolique et le nombre d'années depuis lequel le sujet est « obèse » est nulle ($r = 0,05$), pour des sujets de même âge et de même corpulence.

4° INFLUENCE DU MODE D'OCCUPATION

Les deux groupes, chauffeurs et non chauffeurs, sont identiques pour la plus grande partie des critères étudiés. Ils ont en particulier exactement la même tension artérielle.

5° RELATION AVEC LE TABAC (tableau V)

Dans l'ensemble, il n'y a pas de relation, sauf une corrélation *positive* entre la quantité fumée et la tension chez les sujets de moins de 30 ans. Cette corrélation est nette mais elle ne se retrouve, même ébauchée, dans aucune autre tranche d'âge.

TABLEAU V

Relations entre la tension systolique et l'usage du tabac (1).

Tension systolique et consommation de tabac				Tension systolique et quantité fumée par les fumeurs		Tension systolique et inhalation de la fumée de cigarette		
Age	Fumeurs	Nombre de sujets	Tension systolique moyenne	Nombre de sujets	r	Inhalation	Nombre de sujets	Tension systolique moyenne
-30.	Non.	24	12,33	45	0,43 **	Non.	12	12,33
	Oui.	47	12,62			Oui.		33
30-39.	Non.	55	13,27	129	-0,11	Non.	38	13,26
	Oui.	131	13,18			Oui.		91
40-49.	Non.	39	13,46	105	0,03	Non.	45	13,87
	Oui.	107	13,64			Oui.		60
50-59.	Non.	93	14,61	199	0,07	Non.	113	14,30
	Oui.	211	14,38			Oui.		86
60 et +.	Non.	119	15,58	213	-0,09	Non.	136	15,38
	Oui.	227	15,17			Oui.		76

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

6° RELATIONS AVEC LES DONNÉES DE L'EXAMEN DU SANG

Le tableau VI donne les coefficients de corrélation entre la tension systolique et les résultats des cinq dosages.

On y observe que :

a) La liaison avec la *triglycéridémie* n'atteint la limite de signification dans aucune tranche d'âge.

b) La liaison avec l'*uricémie* n'existe qu'aux âges élevés; encore n'y est-elle que peu importante.

TABLEAU VI

Corrélations entre la tension systolique et les résultats des 5 dosages biologiques (1).

Age	Cholestérolémie	Glycéri-démie	Uricémie	Urée sanguine	Glycémie
Moins de 30 ans	0,12	-0,01	0,11	0,15	0,12
30-39 ans	0,15 *	0,14	0,07	0,00	0,23 *
40-49 »	0,17 *	-0,04	-0,02	-0,10	0,11
50-59 »	0,10	0,10	0,11	-0,12 *	0,14 *
60 ans et plus	0,15 **	0,07	0,17 **	-0,04	0,16 **
<i>Total</i>	0,18 ***	0,10 **	0,10 **	0,01	0,21 ***

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

c) La liaison avec l'*urée sanguine* ne paraît exister qu'aux âges moyens (40 à 60 ans) où elle est *négative*; comme de toute façon elle est très faible, il est difficile, pour l'instant, de lui accorder un intérêt particulier.

d) En ce qui concerne la *cholestérolémie* et la *glycémie*, il existe une nette corrélation avec la tension à chaque tranche d'âge. Les corrélations sont presque toujours significatives, mais n'atteignent pas des valeurs importantes : les coefficients calculés sur l'ensemble de la population sont plus élevés ($r = 0,18$ et $r = 0,21$), mais ils s'abaissent quand on tient compte de l'âge.

Ces dosages, sauf l'*urée sanguine*, étant très fortement liés à l'indice de corpulence (le tableau VII donne les corrélations pour l'ensemble des sujets, mais celles, par âge, sont tout à fait identiques), il est nécessaire de tenir compte de cet indice pour étudier leurs relations avec la tension artérielle.

TABLEAU VII

Corrélations entre la corpulence et les résultats des 5 dosages biologiques (1).

	Cholestérolémie	Glycéri-démie	Uricémie	Urée sanguine	Glycémie
Corpulence	0,20 ***	0,27 ***	0,37 ***	-0,02	0,26 ***

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

Le tableau VIII indique les corrélations à indice de corpulence constant. On y voit que :

a) La corrélation avec la *triglycéridémie*, déjà faible, s'annule complètement.

b) La corrélation avec l'uricémie aux âges élevés disparaît.

c) Quant aux relations avec la cholestérolémie et la glycémie, elles s'affaiblissent également beaucoup. On peut donc penser que la corpulence explique, pour la plus grande part, les associations observées.

TABLEAU VIII

Corrélations partielles de la tension systolique avec les résultats des 5 dosages biologiques, à corpulence constante (1).

Age	Cholestérolémie	Triglycéridémie	Uricémie	Urée sanguine	Glycémie
Moins de 30 ans	0,06	-0,06	-0,00	0,17	0,06
30-39 ans	0,09	0,06	-0,03	-0,01	0,18 *
40-49 »	0,16	-0,09	-0,13	-0,10	0,04
50-59 »	0,04	0,01	-0,02	-0,12 *	0,06
60 ans et plus	0,13 *	0,01	0,09	-0,02	0,09
Corrélations à âge et à corpulence constants.	0,08 *				0,09 **

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

COMMENTAIRES ET DISCUSSION

1° La variation de la tension artérielle avec l'âge et sa distribution dans la population que nous avons étudiée ressemblent beaucoup à celles observées dans d'autres groupes humains de niveau social comparable [5, 6, 8, 13, 17, 21, 22, 23].

L'augmentation de la tension avec l'âge est très nette : il est probable qu'il s'agit là d'un phénomène général, mais il n'est pas possible d'exclure l'hypothèse selon laquelle il affecterait seulement les populations de haut niveau de vie [9, 33].

Quant à la distribution, elle paraît bien unimodale pour chaque tranche d'âge; ceci est en accord avec l'hypothèse défendue par PICKERING [26] selon laquelle la tension serait, comme la taille, un caractère polygénique et l'hypertension essentielle n'existerait pas en tant qu'entité nosologique spécifique, due à la transmission héréditaire d'un gène unique. Par contre, dans la mesure où nous n'avons pas pu mettre en évidence de bimodalité, nos résultats ne confirment pas l'hypothèse de PLATT [27, 28] (et les résultats de MORRISON et MORRIS [24]) selon laquelle l'hypertension essentielle est un désordre spécifique dû à l'action d'un gène unique.

En ce qui concerne les valeurs moyennes par âge, nos chiffres tendent à être légèrement plus élevés que ceux trouvés dans la plupart des autres études.

Ceci pourrait être dû aux conditions particulières de la mesure de la tension

artérielle qui est faite avant une prise de sang, mais de toute façon, la comparaison de moyennes de diverses populations n'aurait de sens que si ces conditions étaient rigoureusement standardisées.

2° Les corrélations entre la tension artérielle et le mode de travail, la consommation de tabac et la corpulence ont été souvent étudiées : la présente enquête n'apporte pas d'éclaircissement quant à la corrélation avec le mode de vie et notamment avec l'activité physique qui a été diversement appréciée par MIALL et OLDHAM [23], EDWARDS et al. [12], LOWE [21].

Elle confirme l'absence de relation significative, quand on tient compte de l'âge avec la consommation de tabac, déjà notée par DAWBER et al. [10], BRONTE-STEWART et al. [7], SPAIN et NATHAN et al. [32], SCHWARTZ et al. [30]. Certains autres auteurs, KARVONEN et al. [18], BLACKBURN et al. [4], EDWARDS et al. [12] ont observé par contre une faible association négative.

Surtout, elle confirme la corrélation très nette avec le poids corporel, qui est tout à fait classique. Sur ce point, les résultats obtenus sont particulièrement clairs et montrent que non seulement la tension artérielle est positivement liée au poids, mais encore, comme LOWE [21] l'avait également noté, sans l'interpréter, qu'à poids constant, elle est négativement liée à la taille, de sorte que c'est avant tout ce que nous avons appelé la « corpulence » qui compte. Cette « corpulence » correspond probablement à ce qu'on appelle communément « obésité » et dans ce sens, la corrélation trouvée confirme un fait d'observation clinique bien connu : que les hypertendus sont souvent obèses et qu'il suffit assez généralement de faire maigrir ceux qui le sont pour faire baisser leur tension artérielle. Mais il est bien clair que d'autres critères que le poids et la taille devraient intervenir : appréciation de la quantité de graisse, forme du squelette, musculature [34]. Des mesures systématiques actuellement en cours sur une autre population nous permettront peut-être d'apporter des informations complémentaires à ce sujet.

3° La relation avec le cholestérol a été beaucoup étudiée [1, 11, 14, 20, 30], elle est généralement considérée comme nulle ou très faible.

Dans un rapport préliminaire [3] qui portait sur la même population de chauffeurs de taxi, mais avec des effectifs nettement moins élevés, cette corrélation avait été trouvée importante ($r = 0,28$). Cependant, on n'avait pas considéré le rôle possible de l'âge et de la corpulence sur cette liaison. Quand ces deux facteurs sont pris en compte, la corrélation s'abaisse très notablement, sans toutefois disparaître totalement. TRUENSSON [34] a de même montré que la plus grande partie des corrélations qu'il observait entre la tension artérielle et les lipides sanguins (α et β -lipoprotéines, chylomicrons) disparaissait quand il tenait compte de l'âge.

La corrélation avec la triglycéridémie est très faible [comme dans 1 et 20] et s'explique entièrement par l'âge et la corpulence.

La relation avec l'uricémie dans une population de sujets bien portants a été examinée par peu d'auteurs. RYCKEWAERT et al. [29] n'ont pas trouvé de liaison significative, cependant que KINSEY et al. [19] signalent la fréquence de l'hyperuricémie et de la goutte chez les hypertendus. De même, JOUVE [16] a beaucoup

insisté sur le rôle de l'uricémie dans les maladies par athérosclérose. Ici, la relation uricémie-tension artérielle n'atteint une certaine importance que pour les sujets âgés; encore est-elle due à la corpulence.

Un résultat analogue est valable pour la *glycémie* : les liens entre diabète et maladies cardio-vasculaires par athérosclérose ont été maintes fois soulignés [15]. En ce qui concerne la tension artérielle, la relation nette que nous trouvons semble pouvoir être expliquée par l'âge et la corpulence. D'autre part, les sujets n'étant pas à jeun, les résultats concernant la glycémie sont, de toute façon, discutables.

La corrélation avec l'urée n'a, semble-t-il, pas été étudiée de façon systématique; notre résultat, relation négative aux âges moyens, est pour l'instant d'interprétation difficile et demande à être confirmé.

Les résultats que nous avons obtenus permettent de souligner deux points qui intéressent, l'un l'étiologie de l'hypertension artérielle et l'autre celle de l'athérosclérose :

a) Les maladies du rein jouent un rôle important dans la genèse de certaines hypertensions, et même sans oublier combien sont différents les mécanismes rénaux qui produisent les perturbations métaboliques et ceux qui mènent à l'hypertension, on peut être surpris par l'absence de relation nette entre la tension et les taux d'acide urique ou d'urée dans le sang (avec cette dernière, la liaison serait plutôt négative). Ceci est très probablement dû au très petit nombre d'hypertendus rénaux dans notre population active.

b) L'hyperlipidémie, et en particulier l'hypercholestérolémie, joue un rôle majeur dans l'étiologie de l'athérosclérose et il est intéressant de voir combien faibles sont les liens qui l'unissent à la tension artérielle. Ce fait suggère que l'hypertension artérielle peut produire l'athérosclérose par un mécanisme différent de celui qu'entraîne l'hypercholestérolémie. Mais cela ne veut pas dire que les lipides sanguins ne jouent pas un rôle dans cette forme d'athérosclérose, car le niveau de la tension artérielle peut fort bien intervenir dans les transferts de lipides du sang vers la paroi artérielle, tout comme le niveau de la lipidémie [2].

RÉSUMÉ

Une étude épidémiologique, menée au sein d'un groupe professionnel comprenant 1 053 sujets de sexe masculin, a montré que la tension artérielle :

- augmente avec l'âge de façon régulière;
- a une distribution unimodale;
- est très fortement liée au poids; cependant, la tension n'est pas tant liée au poids qu'à la « corpulence » définie comme le rapport du poids à une certaine puissance de la taille; en effet, à poids constant, il existe une relation *négative* entre tension artérielle et taille;
- n'est pas liée à l'activité professionnelle, à la consommation de tabac, au taux des triglycérides, de l'acide urique et de l'urée; ne semble liée à la cholestérolémie et à la glycémie que par l'intermédiaire de la « corpulence ».

BIBLIOGRAPHIE

1. ALBRINK (M. J.), MEIGS (J. W.) et MAN (E. B.) : Serum lipids, hypertension and coronary heart disease. *Amer. J. Med.*, 1961, 31, 4.
2. BEAUMONT (J. L.) : Lipides et athérosclérose. *Rev. franç. d'Et. Clin. et Biol.*, 1964, 10, IX, 1031.
3. BEAUMONT (J. L.) et SCHWARTZ (D.) : Cholestérol et triglycérides sanguins de deux groupes professionnels. *Arch. Mal. Cœur Rev. Athéroscl.*, 1964, 57, 37.
4. BLACKBURN (H.), BROZEK (J.), TAYLOR (H. L.) et KEYS (A.) : Comparison of cardiovascular and related characteristics in habitual smokers and non-smokers. *Ann. N. Y. Acad. Sci.*, 1960, 90, 277.
5. BØE (J.), HUMERFELT (S.) et WEDERVANG (F.) : The blood pressure in a population. *Acta Med. Scand.*, 1957, suppl. 321.
6. BORHANI (N. O.) et HECHTER (H. H.) : A longitudinal study of blood pressure. *Angiology*, 1964, 15, 545.
7. BRONTE-STEWART (B.) : Cigarette smoking and ischaemic heart disease. *Brit. Med. J.*, 1961, 1, 379.
8. BROWN (R. G.), Mc KEOWN (T.) et WHITFIELD (A. G. W.) : Environmental influences affecting arterial pressure in males in the seventh decade. *Can. J. Biochem. Physiol.*, 1957, 35, 897.
9. CRUZ-COKE (R.) : Environmental influences on arterial blood pressure. *Lancet*, 1960, 2, 885.
10. DAWBER (T. R.), KANNEL (W. B.), REVOTSKIE (N.), STOKES (J.), KAGAN (A.) et GORDON (T.) : Some factors associated with the development of coronary heart disease. *Amer. J. Publ. Health*, 1959, 49, 1349.
11. DAWBER (T. R.), MOORE (F. E.) et MANN (G. V.) : Coronary heart disease in the Framingham study. *Amer. J. Publ. Health*, 1957, 47, 4.
12. EDWARDS (F.), Mc KEOWN (T.), WHITFIELD (A. G. W.) : Arterial pressure in men over sixty. *Clin. Sci.*, 1959, 18, 289.
13. HAMILTON (M.), PICKERING (G. W.), ROBERTS (J. A.) et SOWRY (G. S. C.) : The etiology of hypertension : 1. The arterial pressure in the general population. *Clin. Sci.*, 1954, 13, 11.
14. HUNTER (J. D.) et WONG (L. C. K.) : Plasma cholesterol levels in New Zealand. *Brit. Med. J.*, 1961, 5250, 486.
15. JOSLIN (E. P.), ROOT (H. F.), WHITE (P.) et MARBLE (A.) : Treatment of diabetes mellitus. 10th edit. Lea et Febiger. Philadelphie, 1959.
16. JOUVE (A.), BOURDE (C.) et BERNARD (P.) : Recherches sur le métabolisme de l'acide urique dans l'athérosclérose des artères des membres inférieurs et des artères coronaires. *IV^e Congrès Européen d'Angiologie*, Prague, sept. 1961.
17. KAGAN (A.), GORDON (T.), KANNEL (W. B.) et DAWBER (T. R.) : Blood pressure and its relation to coronary heart disease in the Framingham study. In *Public Health Service : hypertension*, 1959, vol. VII, 53.
18. KARVONEN (M.), ORMA (E.), KEYS (A.), FIDANZA (F.) et BROZEK (J.) : Cigarette smoking, serum cholesterol, blood-pressure and body fatness, observations in Finland. *Lancet*, 1959, 1, 492.
19. KINSEY (D.), WALTHER (R.), SISE (H. S.), WHITELAW (G.) et SMITHWICK (R.) : Incidence of hyperuricemia in 400 hypertensive patients. *Circulation*, 1961, 24, 972.
20. LEWIS (L. A.), OLMSTED (F.), PAGE (I. H.), LAWRY (E. Y.), MANN (G. V.), STARE (F. J.), HANING (M.), LAUFFER (M. A.), GORDON (T.) et MOORE (F. E.) : Serum lipid levels in normal persons. Findings of a cooperative study on lipoproteins and atherosclerosis. *Circulation*, 1957, 16, 227.

21. LOWE (C. R.) : Arterial pressure, physique and occupation. *Br. J. of Prevent. and Soc. med.*, 1964, 18, 115.
22. MASTER (A. M.), DUBLIN (L. I.) et MARKS (H. N.) : The normal blood pressure and its clinical implications. *J. A. M. A.*, 1950, 143, 1464.
23. MIALL (W. E.) et OLDHAM (P. D.) : Factors influencing arterial blood pressure in the general population. *Clin. Sci.*, 1958, 17, 409.
24. MORRISON (S. L.) et MORRIS (J. N.) : Epidemiological observations on high blood pressure without evident cause. *Lancet*, 1959, 2, 864.
25. National Center for Health Statistics : Blood Pressure of Adults by Race and Area. U. S., 1960-1962. Vital and health statistics. Public Health Service, series 11, n° 5, 1964.
26. PICKERING (Sir GEORGE) : *The nature of essential hypertension*. J. and A. Churchill, Ltd., London, 1961.
27. PLATT (R.) : Heredity in hypertension. *Quart. J. Med.*, 1947, 16, 111.
28. PLATT (R.) : Essential hypertension, incidence, course and heredity. *Ann. int. Med.*, 1961, 55, 1.
29. RICKEWAERT (A.), DRY (J.), PAOLAGGI (F.) et LELLOUGH (J.) : Taux de l'uricémie dans la population générale. Quelques corrélations de l'uricémie. *Rev. franç. d'Et. Clin. et Biol.*, 1966, 11, 72.
30. SCHWARTZ (D.), LELLOUGH (J.), ANGUERA (G.), BEAUMONT (J. L.) et LENÈGRE (J.) : Tobacco and other factors in the etiology of ischemic heart disease in man. Results of a retrospective study. *J. Chron. Dis.*, 1966, 19, 35.
31. Society of Actuaries; Build and Blood Pressure Study, vol. I et II, 1959.
32. SPAIN (D. M.) et NATHAN (D. J.) : Smoking habits and coronary atherosclerotic heart disease. *J. Amer. Med. Assoc.*, 1961, 177, 683.
33. STEINBACH (M.) : The normal in cardiovascular diseases. *Lancet*, 1964, 2, 1116.
34. TRUEDSSON (E.) : Variation of arterial blood pressure with age, sex, anthroposomatomological dimensions, plasma lipids in the fasting state and after fat ingestion. *Acta Med. Scand.*, 1962, suppl. 381.

CHAPITRE IV

LA CHOLESTÉROLÉMIE

J. L. RICHARD (1), J. L. BEAUMONT (2) et D. SCHWARTZ (3)

I. — INTRODUCTION

La cholestérolémie occupe une place de premier rang parmi les facteurs de l'athérosclérose : les enquêtes épidémiologiques rétrospectives ont montré que la cholestérolémie moyenne des malades est anormalement élevée [9, 11, 13, 48]. On a même pu calculer le risque de maladie en fonction de la cholestérolémie; ce risque apparaît régulièrement croissant [87, 88]. Les enquêtes prospectives ont confirmé ce fait [25, 52, 58]. La recherche épidémiologique a pu ainsi bien mettre en évidence le rôle des deux principaux « facteurs de risque » des cardiopathies ischémiques : la tension artérielle et la cholestérolémie.

Cependant, une analyse plus détaillée montre que la cholestérolémie n'est pas un facteur simple : elle peut traduire plusieurs sortes d'altérations de la lipoprotéïnémie qui diffèrent non seulement par les valeurs relatives des lipides transportés dans le sérum, mais surtout par le trouble métabolique responsable. C'est pourquoi ce travail se propose surtout d'étudier les éventuelles corrélations qui existent entre la cholestérolémie de sujets apparemment bien portants et les autres données de l'examen clinique et biologique.

II. — RÉSULTATS

1° DISTRIBUTION DE LA CHOLESTÉROLÉMIE (tableau I).

a) Parmi les employés nés en France, la cholestérolémie exprimée en milligrammes pour 100 ml varie de 100 à 419 mg % avec une moyenne de 230,5 mg % et un écart-type de la distribution de 47. Un et demi pour cent des sujets ont des valeurs inférieures à 140 mg % et 8 % des valeurs égales ou supérieures à 300 mg %. La distribution dans ce groupe est très symétrique et d'allure presque

(1) Chef de la Section « Cardiologie » I. N. S. E. R. M.

(2) Groupe de Recherches sur l'Athérosclérose de l'I. N. S. E. R. M.

(3) Unité de Recherches Statistiques de l'I. N. S. E. R. M.

DISTRIBUTION DE LA CHOLESTEROLEMIE PAR CLASSES D'ÂGE

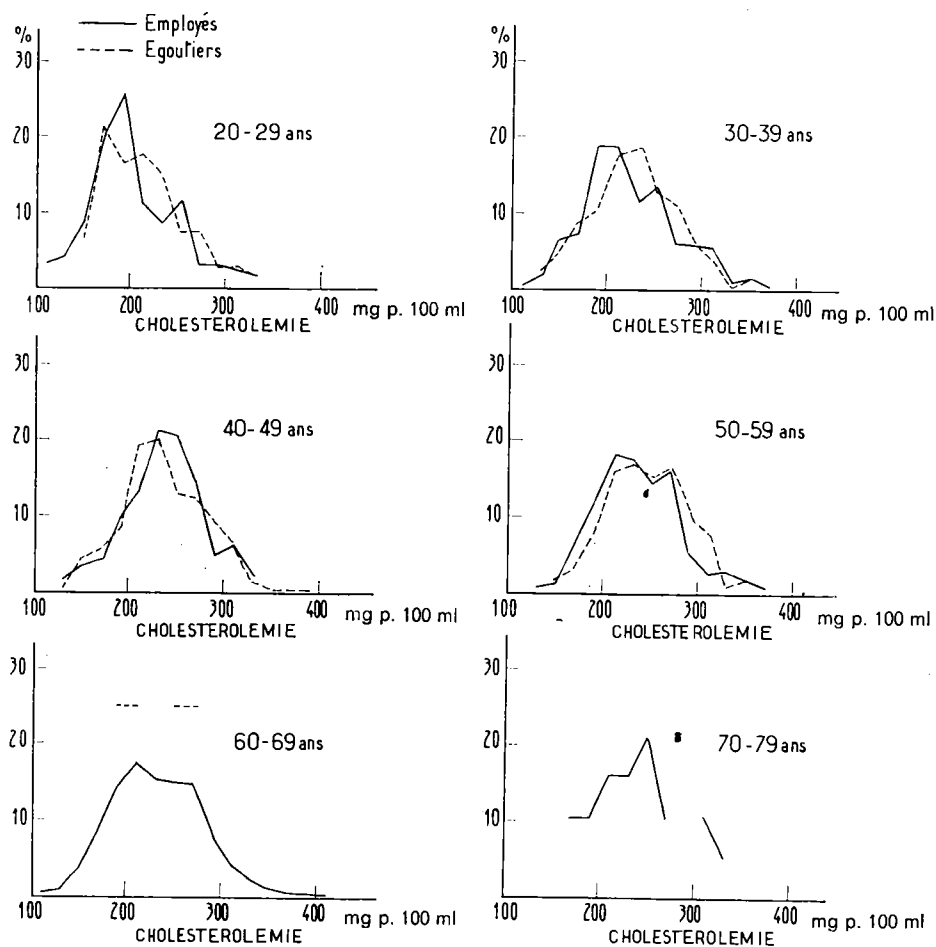


Fig. 1.

TABLEAU I
Distribution de la cholestérolémie.

Cholestérolémie	Nombre de sujets	
	Employés	Egoutiers
100-119	4	0
120-139	13	8
140-159	38	34
160-179	82	57
180-199	135	77
200-219	175	137
220-239	164	139
240-259	159	99
260-279	131	92
280-299	62	57
300-319	41	39
320-339	22	8
340-359	12	9
360-379	6	1
380-399	1	1
400-419	2	1
X (1)	19	18
	1 065	777

(1) Dosages non effectués du fait d'incidents matériels.

normale (fig. 1). Cependant, dans les classes d'âge les plus jeunes, la distribution dessine 2 pics dont la réalité devrait être confirmée (fig. 2).

b) Parmi les égoutiers, les valeurs observées sont presque identiques : 120 à 400 mg % avec une moyenne de 231,4 mg % et un écart-type de la distribution de 46. Chez 8 % d'entre eux, le taux observé est égal ou supérieur à 300 mg et chez 1 % il est inférieur à 140 mg %. La distribution est également presque normale dans ce groupe et suggère aussi une possible bimodalité chez les sujets de moins de 30 ans.

2° VARIATION AVEC L'ÂGE

La cholestérolémie varie significativement avec l'âge dans les deux groupes (tableau II et fig. 3) : ($p < 0,001$) chez les employés; ($p < 0,001$) chez les égoutiers. Elle augmente rapidement entre 20 et 40 ans, en moyenne de 40 mg; elle s'accroît plus lentement ensuite pour se stabiliser et décroître à partir de 55 ans. Cette variation est presque semblable chez les non-obèses et les obèses, mais ces derniers ont jusque vers 55 ou 60 ans une cholestérolémie moyenne plus forte (fig. 4). Cette élévation s'effectue dans certaines limites et le pourcentage de sujets dont la cholestérolémie atteint ou dépasse 300 mg % varie peu avec l'âge.

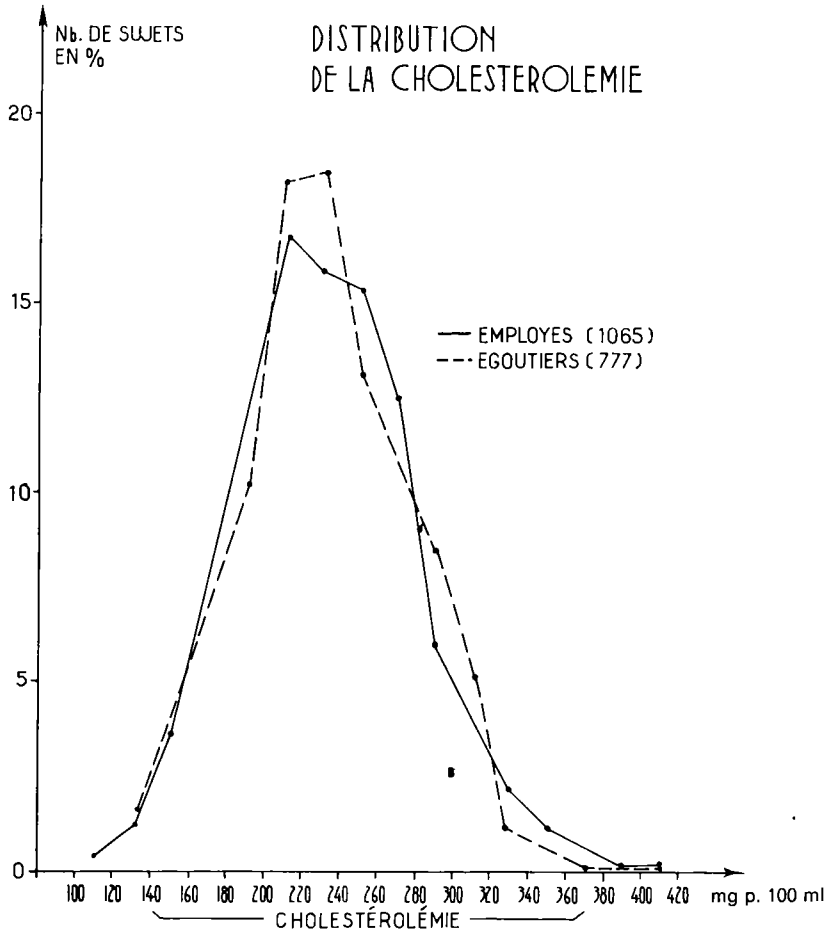


FIG. 2.

TABLEAU II

Moyennes et écarts-types des distributions de la cholestérolémie par âge.

Age	Employés			Egoutiers			Employées (femmes)		
	Nombre de sujets	Cholestérolémie moyenne	Ecart-type	Nombre de sujets	Cholestérolémie moyenne	Ecart-type	Nombre de sujets	Cholestérolémie moyenne	Ecart-type
Moins de 25 ans	16	190,19	38,25	12	190,25	41,23	12	207,33	36,16
25-29 ans	54	199,20	43,34	56	217,68	42,10			
30-34 ans	86	211,09	49,59	116	221,28	45,19	32	214,47	41,97
35-39 ans	99	230,17	47,16	194	229,64	46,82			
40-44 ans	82	233,90	35,96	172	233,28	42,44	24	227,50	51,64
45-49 ans	65	239,57	47,33	94	240,22	45,49			
50-54 ans	127	239,80	48,52	87	247,25	43,08	20	239,15	48,79
55-59 ans	174	233,52	42,93	24	241,25	53,41			
60-64 ans	229	234,70	48,60	4	229,00	29,68	3	237,33	15,02
65-69 ans	95	234,51	43,14						
70 ans et plus	19	234,95	44,86						
<i>Moyenne</i>	1 046	230,47	46,89	759	231,38	46,09	101	224,26	45,32

VARIATION DE LA CHOLESTÉROLÉMIE AVEC L'ÂGE

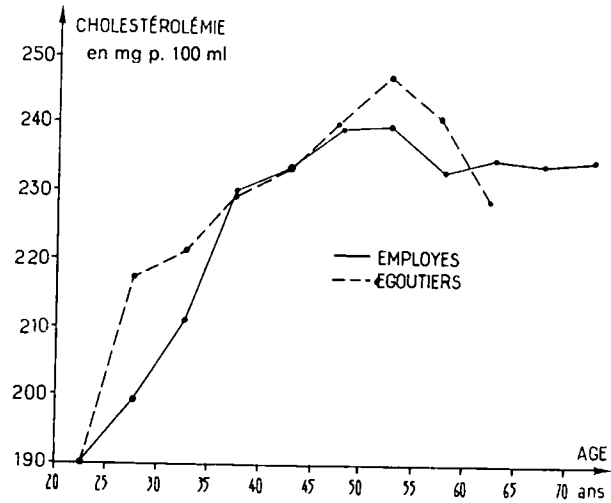


FIG. 3.

VARIATION DE LA CHOLESTÉROLÉMIE AVEC L'ÂGE CHEZ LES OBÈSES ET LES NON-OBÈSES

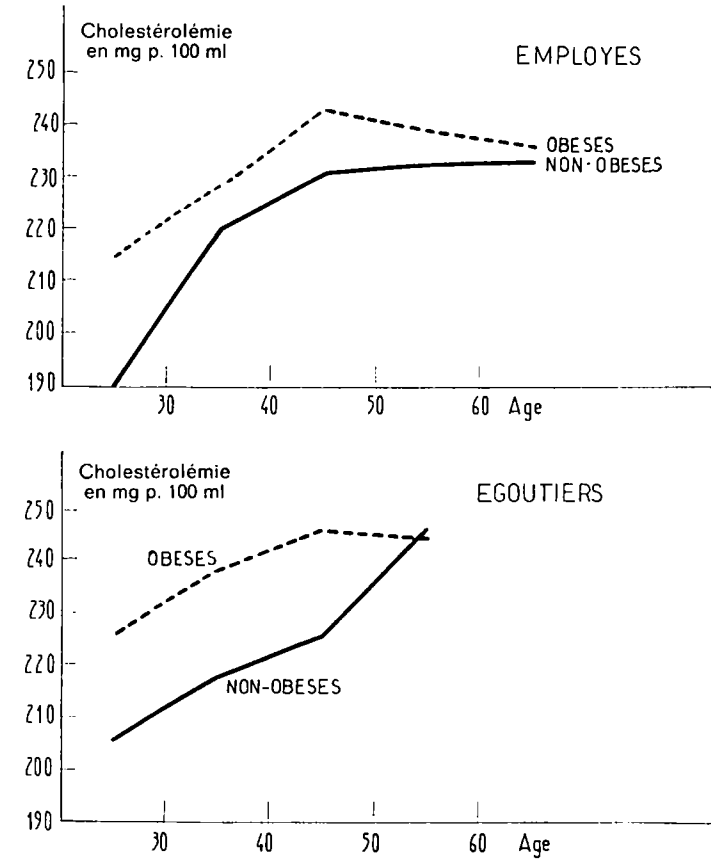


FIG. 4.

3° CORRÉLATIONS

a) Chez les employés nés en France, la cholestérolémie est en corrélation (tableau III) :

— très significative et d'importance moyenne avec la triglycéridémie ($r = 0,37$; $p < 0,001$);

— très significative, mais nettement moins importante avec :

— la corpulence ($r = 0,20$; $p < 0,001$);

— la tension artérielle ($r = 0,17$; $p < 0,001$);

— l'uricémie ($r = 0,13$; $p < 0,001$).

Il n'y a pas de corrélation avec l'urée sanguine ni la glycémie.

TABLEAU III

Corrélations de la cholestérolémie avec divers facteurs (1).

Employés.

	Corrélation globale	Corrélations partielles					
		à triglycéridémie constante	à uricémie constante	à glycémie constante	à obésité constante	à tension artérielle systolique constante	à âge constant
Triglycéridémie.	0,37 ***		0,35 ***	0,37 ***	0,33 ***	0,36 ***	0,36 ***
Uricémie.	0,13 ***	0,02		0,13 ***	0,06	0,12 ***	0,13 ***
Glycémie.	0,04	-0,02	0,03		0,01	0,01	0,01
Obésité.	0,20 ***	0,07 *	0,16 ***	0,19 ***		0,16 ***	0,18 ***
Tension artérielle systolique.	0,17 ***	0,13 ***	0,16 ***	0,17 ***	0,12 ***		0,11 ***
Age.	0,18 ***	0,14 ***	0,18 ***	0,18 ***	0,16 ***	0,13 ***	

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

b) Chez les égoutiers (tableau IV), les corrélations sont du même ordre avec :

— la corpulence ($r = 0,28$; $p < 0,001$),

— la tension artérielle ($r = 0,19$; $p < 0,001$),

un peu plus importantes avec l'uricémie ($r = 0,23$; $p < 0,001$). Il y a de plus une corrélation significative avec la glycémie ($r = 0,18$; $p < 0,001$). La triglycéridémie n'a pas été mesurée dans ce groupe.

TABLEAU IV

Corrélations de la cholestérolémie avec divers facteurs (1).

Egoutiers.

	Corrélation globale	Corrélations partielles				
		à uricémie constante	à glycémie constante	à obésité constante	à tension artérielle systolique constante	à âge constant
Uricémie.	0,23 ***		0,22 ***	0,15 ***	0,22 ***	0,24 ***
Glycémie.	0,18 ***	0,16 ***		0,14 ***	0,15 ***	0,15 ***
Obésité.	0,28 ***	0,21 ***	0,25 ***		0,23 ***	0,25 ***
Tension artérielle systolique.	0,19 ***	0,17 ***	0,16 ***	0,12 **		0,15 ***
Age.	0,18 ***	0,18 ***	0,15 ***	0,13 ***	0,13 ***	

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

c) Le calcul de ces corrélations par âge montre leur persistance dans chaque classe d'âge à deux exceptions près (tableau V) :

1° La corrélation s'affaiblit souvent au-delà de 50 ou 60 ans et cesse d'être significative.

2° Entre 40 et 49 ans, aucune corrélation n'est observée chez les employés.

d) Le calcul des corrélations partielles est possible si on tient compte des liens qui unissent entre eux ces différentes variables (tableau VI).

On observe que les corrélations avec la triglycéridémie et l'obésité persistent lorsque l'âge, la glycémie, l'uricémie ou la tension artérielle sont maintenus à valeur constante (tableaux III, IV). Au contraire, lorsque l'obésité est maintenue constante, les corrélations diminuent entre la cholestérolémie et soit l'uricémie, soit la tension artérielle.

TABLEAU V
Corrélations de la cholestérolémie par classes d'âge (1).

Age	Employés					Egoutiers			
	Nombre de sujets	Triglycéridémie	Obésité	Uricémie	Tension artérielle systolique	Nombre de sujets	Obésité	Uricémie	Tension artérielle systolique
Moins de 30 ans	65	0,47 ***	0,30 *	0,11	0,14	40	0,23	0,29	0,20
30-39 ans	172	0,46 ***	0,32 ***	0,24 **	0,13	227	0,28 ***	0,24 ***	0,15 *
40-49 ans	133	0,15	0,08	-0,02	0,16	181	0,31 ***	0,28 ***	0,27 ***
50-59 ans	275	0,36 ***	0,18 **	0,20 ***	0,11	79	0,08	0,12	0,01
60-69 ans	316	0,32 ***	0,09	0,08	0,13 *	—	—	—	—

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

TABLEAU VI

Corrélations entre les résultats des divers examens (1).

I. Employés (961 sujets).

	Cholestérolémie	Triglycéridémie	Glycémie	Uricémie	Tension artérielle maxima	Corpulence
Age.	0,18 ***	0,14 ***	0,18 ***	-0,004	0,39 ***	0,13 ***
Cholestérolémie.		0,37 ***	0,04	0,13 ***	0,17 ***	0,20 ***
Triglycéridémie.			0,16 ***	0,30 ***	0,12 ***	0,40 ***
Glycémie.				0,05	0,20 ***	0,26 ***
Uricémie.					0,09 **	0,36 ***
Tension artérielle maxima.						0,28 ***

II. Egoutiers (527 sujets).

	Cholestérolémie	Glycémie	Uricémie	Tension artérielle maxima	Corpulence
Age.	0,18 ***	0,20 ***	0,01	0,26 ***	0,18 ***
Cholestérolémie.		0,18 ***	0,23 ***	0,19 ***	0,28 ***
Glycémie.			0,10 *	0,21 ***	0,17 ***
Uricémie.				0,11 *	0,36 ***
Tension artérielle maxima.					0,30 ***

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

Surtout, à triglycéridémie constante, la corrélation avec l'obésité s'affaiblit beaucoup ($r = 0,07$; $p < 0,05$), ainsi que la corrélation avec l'uricémie qui cesse d'être significative ($r = 0,06$; $p > 0,05$).

e) Les corrélations partielles peuvent également être calculées en maintenant deux facteurs constants : la plupart d'entre elles ne semblent pas modifiées, mais la corrélation avec la tension artérielle devient faible et ne reste que discrètement significative lorsqu'elle est calculée à obésité et à âge constants :

- employés : $r = 0,06$; $p < 0,05$;
- égoutiers : $r = 0,09$; $p < 0,05$.

f) *Corrélations avec le mode de vie.* — Aucune relation n'est observée entre la cholestérolémie et les réponses aux questionnaires étudiant le comportement psychologique, le sommeil ou la consommation de tabac. Il n'y a pas de différence entre les fumeurs et les non-fumeurs; la quantité de tabac fumé et le fait d'inhaler ou non ne semblent également jouer aucun rôle, et ceci à tout âge.

4° EXAMEN DES SUJETS DE SEXE FÉMININ

Leur nombre est trop restreint pour permettre une analyse valable. Il ne peut être fait état que des résultats globaux qui devront être confirmés et précisés.

La cholestérolémie varie de 146 à 374 mg pour 100 ml et la distribution semble normale.

La cholestérolémie varie avec l'âge, mais les valeurs observées semblent légèrement inférieures à celles de l'homme jusque vers 50 ans.

TABLEAU VII

Corrélations de la cholestérolémie avec divers facteurs (1).

Employées.

	Age	Triglycéridémie	Urée	Glycémie	Uricémie	Tension artérielle maxima	Corpulence
Nombre de sujets.	101	95	101	99	101	100	101
Cholestérolémie.	0,28 ***	0,42 ***	0,19 *	0,09	0,05	0,16	0,21 *

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

Les corrélations sont assez proches de celles signalées dans le sexe masculin (tableau VII). C'est le cas notamment des corrélations avec la triglycéridémie, la tension et l'obésité. Toutefois, du fait du petit nombre de sujets, la signification n'est atteinte qu'avec la triglycéridémie. Par contre, le lien semble nul avec l'uricémie et relativement fort avec l'urée sanguine.

5° EXAMEN DES SUJETS D'ORIGINE ALGÉRIENNE MUSULMANE

Soixante et un Algériens musulmans ont pu être examinés parmi le personnel de la compagnie de transport. Leur âge moyen est de 43,7 ans. Leur cholestérolémie moyenne est assez basse : 207,2 mg %.

On peut d'ailleurs diviser ces sujets en deux groupes: d'une part, les chauffeurs qui vivent à Paris depuis un certain nombre d'années et ont un revenu identique à celui de leurs collègues français; d'autre part, les « non-chauffeurs » qui sont en fait de simples manœuvres et ont un salaire plus bas. La cholestérolémie des deux groupes diffère significativement (tableau VIII).

TABLEAU VIII

*Cholestérolémie des sujets nés en Afrique du Nord (1)
(Européens exclus).*

	Nombre de sujets	Age moyen	Cholestérolémie	Obésité
Non-chauffeurs.	17	47,2	185	33,6
Chauffeurs.	44	42,4	215 (*)	34,6

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

III. — COMMENTAIRES

Certaines des particularités de cette étude ont déjà été discutées dans l'article consacré au matériel et aux méthodes. Il convient toutefois de préciser deux points :

1° Le sang n'a pas été prélevé à jeun chez la majorité des employés, mais il n'y a pas de différence significative entre la cholestérolémie des sujets à jeun et celle de ceux qui ont pris leur petit déjeuner dans les heures précédentes.

Par contre, la glycémie et la triglycéridémie sont influencées par le petit déjeuner. Il convient de remarquer, à propos de la glycémie, que le nombre de sujets examinés dans les deux heures qui suivent le petit déjeuner est assez res-

treint et que les variations en valeur absolue en fonction du délai écoulé par rapport au repas, bien que significatives, sont modestes. L'interprétation de la triglycéridémie soulève un problème plus délicat, mais :

a) la notion de la triglycéridémie à jeun est une notion un peu arbitraire qui suppose un jeûne prolongé de plus de 12 heures;

b) la triglycéridémie post-prandiale est une réalité physiologique tout à fait valable. On a de toute façon vérifié que les corrélations ne différaient pas, soit chez les sujets à jeun, soit en fonction du délai écoulé entre le petit déjeuner et la prise de sang.

2° L'absence de corrélation observée exclusivement chez les employés de 40 à 49 ans est surprenante; elle doit être interprétée très prudemment. Il est en effet possible qu'elle traduise l'existence dans ce groupe de deux populations distinctes.

Compte tenu de ces réserves, il semble que l'ensemble des résultats présentés ci-dessus s'accordent assez bien avec les faits rapportés par la plupart des autres auteurs. Toutefois, la comparaison des valeurs de la cholestérolémie observées dans diverses enquêtes justifie une grande prudence du fait des nombreuses techniques de dosage utilisées [33, 63].

1° DISTRIBUTION DE LA CHOLESTÉROLÉMIE

La valeur moyenne de la cholestérolémie, sa distribution et l'écart-type de la distribution dans les deux groupes étudiés sont comparables à ceux observés dans les enquêtes épidémiologiques conduites au sein de populations à haut niveau de vie [2, 8, 25, 34, 39, 43, 44, 51, 57, 62, 65, 71, 75, 83].

Les valeurs plus basses chez les Algériens musulmans ont déjà été signalées [20, 49, 79]. On a pu diviser ces sujets en deux groupes qui diffèrent par leur cholestérolémie, leur revenu, leur adaptation aux conditions de la vie parisienne et sans doute leur régime alimentaire. Ces constatations sont en accord avec les si nombreux travaux qui ont objectivé les variations parallèles de la cholestérolémie, du niveau de vie et du régime alimentaire, en particulier sa richesse en calories et en lipides [21, 40, 55, 60, 66, 67, 70, 72, 91]. Quoi qu'il en soit, on ne peut manquer d'être frappé par la fréquence relativement grande des cholestérolémies élevées au sein des sujets nés en France. Un tiers de ceux-ci ont une cholestérolémie égale ou supérieure à 240 mg %. Compte tenu du risque vraisemblablement accru de cardiopathies par athérosclérose dont témoigne cette hypercholestérolémie, les populations examinées semblent être exposées dans les mêmes conditions que les groupes étudiés aux Etats-Unis ou dans d'autres pays occidentaux.

La relative constance avec l'âge du pourcentage de sujets à cholestérolémie élevée suggère la notion d'une valeur maximale de la cholestérolémie qui n'est que rarement dépassée; cette notion reste imprécise et mal comprise, mais a déjà été envisagée [53].

2° VARIATION AVEC L'ÂGE

L'augmentation de la cholestérolémie moyenne avec l'âge est également conforme aux observations habituelles parmi les populations à niveau de vie élevé [2, 8, 28, 39, 43, 44, 57, 62, 65, 83, 84], ainsi que les variations différentes chez la femme [2, 39, 44, 83, 84].

Le lien de la cholestérolémie avec l'âge n'est ni simple ni clairement expliqué. En effet, il ne se manifeste que pendant une assez courte période de la vie et semble n'intervenir que chez certains sujets seulement, les autres ayant peut-être une cholestérolémie stable pendant tout l'âge adulte. Ce fait pourrait se vérifier chez les individus à forte cholestérolémie dont le pourcentage dans la population varie assez peu avec l'âge et chez ceux qui gardent indéfiniment une cholestérolémie basse.

Le mécanisme de cette élévation avec l'âge n'est pas non plus parfaitement clair et il y a lieu de soupçonner l'intervention vraisemblable de multiples facteurs : mode de vie et régime alimentaire [21, 22, 42, 55, 66], exercice physique [37], comportement psychologique [80], hérédité [36], etc.

Il est toutefois remarquable que ce lien soit indépendant des autres facteurs liés à la cholestérolémie, telles l'obésité et la triglycéridémie qui reflètent assez bien l'état nutritionnel des sujets examinés. Bien plus, l'élévation de la cholestérolémie avec l'âge s'observe chez les sujets non obèses ainsi que l'avait déjà noté HUNTER [43] et semble indépendante de l'ancienneté de l'obésité.

Certains travaux récents ont souligné le rôle possible d'un véritable équilibre entre l'apport alimentaire et l'activité physique responsable du degré de développement musculaire. Dans certains groupes de sujets actifs, l'absence d'adiposité va de pair avec une cholestérolémie relativement peu élevée et assez stable avec l'âge [23, 92].

3° CORRÉLATIONS

Les liens apparemment complexes de la cholestérolémie et des autres données biologiques et cliniques se réduisent essentiellement à une corrélation assez forte avec la triglycéridémie qui semble, dans une large mesure, expliquer la plupart des autres liens.

a) *Corrélation avec la triglycéridémie.* — La corrélation avec la triglycéridémie a été jusqu'à présent très peu étudiée. ALBRINK [5] et SCHAEFER [83], quoi qu'ils ne la mesurent ni ne la testent, estiment qu'elle est faible ou peut-être nulle. DUNN [31], dans un groupe de sujets sains, trouve un coefficient assez faible et non significatif. CARLSON [24], par contre, trouve une corrélation forte et significative ($r = 0,59$ et $p < 0,001$) et la courbe de régression lui paraît linéaire. Dans notre population d'effectifs plus importants, cette linéarité est retrouvée. Ce fait est discuté ailleurs [86].

Ce lien entre les deux principaux constituants de la lipidémie n'est point étonnant. L'hypertriglycéridémie semble parfaitement capable d'entraîner une hypercholestérolémie [38]. Quelle que soit leur classe, les lipoprotéines contiennent toutes du cholestérol et des triglycérides en proportions variables [7]; les chylomicrons sont très riches en triglycérides et les lipoprotéines de Sf 0-12 surtout chargées en cholestérol. Une augmentation du taux des lipoprotéines s'accompagne donc d'une augmentation du cholestérol et des triglycérides, mais dans des proportions variables suivant leur classe. Quant à la signification de cette liaison, elle n'est sans doute point simple. Il est toutefois très vraisemblable qu'elle explique en partie l'influence de l'alimentation sur la cholestérolémie : il pourrait s'agir d'une hypertriglycéridémie purement alimentaire ou bien secondaire à un trouble métabolique révélé par l'alimentation et susceptible de porter sur l'épuration de la lipémie post-prandiale [12], ou de relever d'un trouble mineur du métabolisme des glucides [3, 50, 59].

b) *Corrélation avec l'obésité.* — La corrélation avec l'obésité a été diversement appréciée. Certains auteurs n'ont pas observé de différence significative entre la cholestérolémie des obèses et celle des non-obèses [41, 45, 58, 76]; d'autres n'ont observé de différences que dans certaines classes d'âge [43, 51, 77].

La corrélation entre la cholestérolémie et l'obésité a été trouvée faible et non significative par THOMAS [90] et SCHILLING [84], de signification limitée par KEYS [56]. Par contre, elle est trouvée nettement significative, mais d'un faible degré par LAWRY [62], LEWIS [65], EPSTEIN [35], MAC DONALD [68]. Ces résultats, quelque peu divergents, suggèrent toutefois dans l'ensemble une relation assez faible entre la cholestérolémie et l'obésité.

La corrélation observée ici est légèrement plus forte que celles habituellement signalées; toutefois, récemment, RIKFIND [78] a observé dans plusieurs petits groupes de sujets masculins des coefficients encore plus élevés entre 40 et 50 ans. Elle persiste à âge constant, ce qui est en accord avec les résultats de KEYS [56] et de LAWRY [62], alors qu'elle ne semble pas expliquer le lien entre la cholestérolémie et l'âge qui est inchangé à obésité constante. Mais surtout, cette corrélation s'efface presque complètement à triglycéridémie constante, ce qui suggère un mécanisme commun réglant à la fois la triglycéridémie et l'obésité. LEWIS [65] avait déjà observé que la cholestérolémie était liée plus fortement aux lipoprotéines légères qui sont riches en triglycérides. Le rôle des facteurs alimentaires semble ici très probable; on a suggéré aussi un possible trouble de l'épuration plasmatique post-prandiale des lipides chez les obèses [15].

Il convient toutefois de souligner la difficulté d'une appréciation correcte de l'obésité par un simple indice où interviennent la taille et le poids. La détermination de la part exacte de la masse grasse dans le poids du corps à l'aide de certaines mesures anthropométriques et des plis cutanés devrait permettre des études plus précises et plus fines.

c) *Corrélation avec l'uricémie.* — La corrélation entre la cholestérolémie et l'uricémie a été étudiée à plusieurs reprises. Le coefficient de corrélation est

trouvé négatif et non significatif par DUNN [31], mais positif, assez fort et très significatif par SALVANI et VERDI [82], BLAHOS [19] et récemment par RYCKWAERT en France [81]. KANNEL [51], à Framingham, n'effectue pas de calcul, mais met également en évidence un lien entre la valeur moyenne de l'uricémie et de la cholestérolémie.

Dans le présent travail, la corrélation observée est plus forte chez les égoutiers qui sont plus obèses et dont la liaison entre cholestérolémie et obésité est également plus forte. A obésité constante, la corrélation disparaît chez les chauffeurs mais persiste, significative, quoique affaiblie, chez les égoutiers. Elle devient pratiquement nulle à triglycéridémie constante et le calcul confirme ici les observations de BERKOWITZ [16].

Ces constatations soulèvent l'hypothèse d'un mécanisme commun qui pourrait être responsable à la fois de l'élévation de l'uricémie et de celle de la triglycéridémie [14]. L'intervention de la triglycéridémie conduit à suspecter l'action des facteurs alimentaires susceptibles de révéler un défaut métabolique latent. Récemment, BERKOWITZ a suggéré l'intervention d'un mécanisme rénal [17].

d) *Corrélation avec la tension artérielle.* — Les liens de la cholestérolémie avec la tension artérielle ont été souvent étudiés.

Dans plusieurs travaux, ce lien est estimé inexistant ou d'un degré minime [5, 58, 69], mais à Framingham, KANNEL [51] trouve une tension artérielle systolique plus forte chez les sujets à cholestérolémie élevée; il constate aussi que les hypercholestérolémiques ont un poids relatif plus élevé.

Le coefficient de corrélation a été mesuré par SCOTT [85], LEWIS [65], EPSTEIN [35]; il est trouvé faible, mais significativement différent de zéro.

Dans le présent travail, nous observons une corrélation positive, nettement significative et légèrement plus forte que celles précédemment signalées, sans que ce fait puisse être expliqué par des valeurs très anormales au sein des deux groupes étudiés. Le rôle de l'âge et de l'obésité explique largement cette corrélation qui devient très faible lorsque ces deux facteurs sont maintenus constants. La liaison déjà assez forte constatée dans nos deux groupes avec l'obésité explique peut-être la force relative du lien entre la cholestérolémie et la tension.

Quoi qu'il en soit, le lien direct semble très faible entre les deux facteurs majeurs de l'athérosclérose. Cette constatation suggère que l'hypertension et l'hyperlipidémie sont des facteurs étiologiques indépendants qui interviennent chacun par un mécanisme différent.

Toutefois, la persistance d'une discrète corrélation entre ces deux facteurs, une fois éliminé le rôle de l'âge et de l'obésité, permet d'envisager l'intervention limitée d'un ou de plusieurs mécanismes communs à l'hypertension et à l'hypercholestérolémie, par exemple d'un mécanisme rénal [61] comme semblent le suggérer certaines observations récentes [32, 89]. On peut en rapprocher des travaux mettant en évidence une certaine action hypercholestérolémiant du sodium alimentaires [6, 29]. D'autres mécanismes physiopathologiques peuvent bien sûr être envisagés pour expliquer cette corrélation.

e) *Corrélation avec la glycémie.* — La corrélation avec la glycémie a été rarement étudiée. A Framingham, KANNEL a noté l'absence de variation de la glycémie moyenne en fonction des valeurs moyennes de la cholestérolémie [51]. DUNN [31] a trouvé un coefficient de corrélation très faible et non significatif chez l'homme avec la glycémie à jeun. EPSTEIN observe le même fait avec la glycémie mesurée une heure après l'absorption d'un repas standard, mais chez la femme il observe une corrélation significative [35].

La discordance entre les deux populations étudiées s'explique mal; le fait que chez les employés le prélèvement ait été effectué après le petit déjeuner ne semble guère intervenir, car un délai de plus de deux heures s'est habituellement écoulé entre ce repas et le prélèvement. La glycémie des sujets à jeun ne diffère d'ailleurs pas de celle des sujets non à jeun; mais la glycémie à jeun est un test bien critiqué [30, 63] et il semble difficile de conclure en fonction des données actuellement disponibles.

Le rôle récemment souligné des troubles du métabolisme glucidique dans l'étiologie des maladies artérielles [46, 47, 54, 73] et leurs relations avec les hyperlipidémies [1, 4] justifient des explorations complémentaires.

IV. — CONCLUSIONS

La cholestérolémie apparaît comme une variable biologique qui exprime un équilibre entre des mécanismes physiologiques complexes [27]. Elle est susceptible d'être modifiée dans de nombreuses circonstances et par certaines conditions anormales ou pathologiques connues (régime hyperlipidique, hypercholestérolémie essentielle, hyperlipémie essentielle, ictère par rétention, myxœdème, néphrose lipoïdique, diabète acidotique, insuffisance hépatique, etc.).

Mais dans la population générale, elle semble bien traduire un équilibre entre de multiples facteurs physiologiques et parfois pathologiques. Cet équilibre peut s'établir à des niveaux différents selon les individus en fonction d'influences diverses que l'on désigne volontiers sous le terme de facteurs d'environnement, et en fonction aussi de l'état physiopathologique des individus chez lesquels ces influences se manifestent. A ce propos, de nouvelles voies de recherches ont été récemment suggérées [10].

Ainsi, la cholestérolémie individuelle est fort variable et cette inégalité n'est pas sans importance depuis qu'il est admis que le risque de cardiopathies ischémiques croît régulièrement en fonction de la valeur de la cholestérolémie.

Les relations de la cholestérolémie sont multiples. Deux toutefois semblent indépendantes des autres facteurs étudiés :

— la corrélation avec l'âge qui ne s'explique pas encore clairement et qui justifiera sans doute de nouvelles recherches;

— la corrélation avec la triglycéridémie qui rend compte très largement de plusieurs des autres liens apparents de la cholestérolémie. Cette corrélation permet d'envisager l'intervention des facteurs alimentaires dans l'étiologie de la cholestérolémie mais aussi de divers troubles métaboliques.

Le rôle de la glycémie n'est pas clair, mais étant donné les liens complexes qui unissent la triglycéridémie aux troubles de la glycorégulation, des études complémentaires capables de mettre en évidence ces derniers par des épreuves dynamiques semblent justifiées.

Mais le problème fondamental réside certainement dans le risque accru de complications de l'athérosclérose qu'entraîne une élévation de la cholestérolémie. La fréquence certaine des cardiopathies ischémiques dans notre pays justifie les plus énergiques mesures.

On a calculé qu'une réduction de 15 à 20 % de la cholestérolémie moyenne d'une population avant toute maladie clinique serait théoriquement capable de réduire la fréquence des complications de 25 à 50 % [18], mais un tel raisonnement suppose que le rôle de la cholestérolémie soit strictement et totalement causal; en fait, elle pourrait aussi bien n'être qu'un facteur concomitant. Toutefois, récemment, viennent d'être rapportés les premiers résultats d'une tentative entreprise à New-York pour apprécier les effets sur l'incidence des cardiopathies par athérosclérose d'un régime susceptible d'abaisser la cholestérolémie [26]. Il est observé à la fois une baisse de la cholestérolémie et, semble-t-il, après un délai de deux ans, une diminution de l'incidence de ces cardiopathies dans un groupe de sujets acceptant ce régime et comparé à un groupe témoin. Ces premiers résultats encourageants ne peuvent encore donner une certitude, et le nombre rapidement décroissant des sujets acceptant de prolonger l'expérience soulève le problème difficile de la tolérance à des mesures diététiques inhabituelles.

Il est probable que de simples mesures alimentaires ne sauraient à elles seules assurer la prévention des hypercholestérolémies. Il semble toutefois justifié d'orienter les travaux épidémiologiques vers les recherches étiologiques pour envisager la possibilité de mesures efficaces que pourrait contrôler un essai thérapeutique préventif vis-à-vis des maladies artérielles qui sont actuellement une cause majeure de maladie, d'invalidité et de mortalité.

RÉSUMÉ

La distribution et les corrélations de la cholestérolémie ont été étudiées dans deux groupes de sujets masculins en apparente bonne santé.

La distribution semble d'allure normale. La valeur de la cholestérolémie croît avec l'âge jusque vers 50 ou 55 ans. La valeur moyenne est assez élevée et semble assez proche de celle observée dans les pays à haut niveau de vie.

La cholestérolémie est corrélée significativement : avant tout avec la trigly-

céridémie, mais aussi avec la corpulence, la tension artérielle et l'uricémie. Le lien avec la tension artérielle s'annule presque à corpulence et à âge constants; celui avec l'uricémie s'affaiblit à corpulence constante, mais surtout à triglycéridémie constante, la corrélation avec la corpulence ou l'uricémie devient très faible.

Il n'y a pas de corrélation avec la consommation de tabac ni le comportement psychologique.

BIBLIOGRAPHIE

1. ADLERSBERG (D.) et EISLER (L.) : Circulating lipids in diabetes mellitus. *J. A. M. A.*, 1959, 170, 1261.
2. ADLERSBERG (D.), SCHAEFFER (L.), STEINBERG (A.) et WANG (C. I.) : Age, sex, serum lipids and coronary atherosclerosis. *J. A. M. A.*, 1956, 162, 619.
3. AHRENS Jr. (E. H.), HIRSCH (J.), OETTE (K.), FARQUHAR (J. W.) et STEIN (Y.) : Carbohydrate induced and fat induced lipemia. *Trans. Ass. Am. Phys.*, 1961, 74, 134.
4. ALBRINK (M. J.) et DAVIDSON (P. C.) : Impaired glucose tolerance in patients with hypertriglyceridemia. *J. Lab. Clin. Med.*, 1966, 67, 573.
5. ALBRINK (M. J.), MEIGS (J. W.) et MAN (E. B.) : Serum lipids, hypertension and coronary artery disease. *Am. J. Med.*, 1961, 31, 423.
6. ARMSTRONG (M. L.) : Salt induced hypercholesterolemia. *J. Lab. Clin. Med.*, 1963, 62, 854.
7. AYRAUT-JARRIER (M.) et POLONOVSKI (J.) : Données actuelles sur le métabolisme des lipoprotéines circulantes. *Rev. Prat.*, 1965, 15, 4035.
8. AZERAD (E.), LEWIN (J.), GHATA (J.) et BERSON (A.) : Etude statistique des variations selon l'âge et le sexe du taux du cholestérol total et de la fraction contenue dans les bêta-lipoprotéines des sujets normaux. *Path. et Biol.*, 1960, 8, 2035.
9. BARAGAN (J.), BEAUMONT (J. L.), ANGUERA (G.) et LENÈGRE (J.) : Etude statistique de certains facteurs de l'athérosclérose coronarienne. *Arch. Mal. Cœur. Rev. Athérosclér.*, 1960, 1, 53.
10. BEAUMONT (J. L.) : L'hyperlipidémie par auto-anticorps anti- β -lipoprotéines. Une nouvelle entité pathologique. *C. R. Acad. Sc. Paris*, 1965, 261, 4563.
11. BEAUMONT (V.) et BEAUMONT (J. L.) : Les cardiopathies ischémiques précoces. Etude de certains facteurs associés. *Presse méd.*, 1964, 72, 3267.
12. BEAUMONT (J. L.), LELLOUCH (J.) et SWYNGEDAUF (B.) : Hyperlipémie post-prandiale et hyperlipidémie dans les maladies par athérosclérose. *J. Athérosclér. Res.*, 1965, 5, 125.
13. BEAUMONT (J. L.) et LENÈGRE (J.) : Les troubles du métabolisme des lipides dans l'angine de poitrine. *Arch. Mal. Cœur. Rev. Athérosclér.*, 1959, 1, 26.
14. BEAUMONT (V.) : Enquête épidémiologique sur les facteurs de l'athérosclérose. Chapitre VI : L'uricémie.
15. BERKOWITZ (D.) : Radioactive fat absorption patterns in obesity and coronary disease. *Am. J. Clin. Nut.*, 1960, 8, 327.
16. BERKOWITZ (A.) : Blood lipid and uric acid interrelationships. *J. A. M. A.*, 1965, 190, 856.
17. BERKOWITZ (D.) et GLASSMAN (S.) : Effects of hypertriglyceridemia on urinary uric acid outputs. *Circulation*, 1965, suppl. II, 2.
18. BLACKBURN (H.) : Insurance medicine and cholesterol. *Am. J. Cardiol.*, 1964, 13, 624.
19. BLAHOŠ (J.) et REISENAUER (R.) : Levels of serum uric acid and serum cholesterol in various population groups in Ethiopia. *Am. J. Med. Sc.*, 1965, 250, 308.
20. BOURLIÈRE (F.) et PAROT (S.) : Le vieillissement de deux populations blanches vivant dans des conditions écologiques très différentes. Etude comparative. *Rev. franç. Et. Clin. Biol.*, 1962, 7, 629.

21. BRONTE-STEWART (B.), KEYS (A.) et BROCK (J. F.) : Serum cholesterol, diet and coronary heart disease. An interracial survey in the Cape Peninsula. *Lancet*, 1955, 2, 1103.
22. BRONTE-STEWART (B.) : Effects of feeding different fats on serum-cholesterol level. *Lancet*, 1956, 1, 521.
23. CALVY (G. L.), CADY (L. D.), MUFSON (M. A.), NIERMAN (J.) et GERTLER (M. M.) : Serum lipids and enzymes. Their levels after high caloric, high fat intake and vigorous exercise regimen in Marine Corps recruit personnel. *J. A. M. A.*, 1963, 183, 1.
24. CARLSON (L. A.) : Serum lipids in normal men. *Acta Med. Scand.*, 1960, 167, 377.
25. CHAPMAN (J. M.) et FRANCK Jr. (J.) : The interrelationship of serum cholesterol, hypertension, body weight and risk of coronary disease : results during the first ten years follow-up in the Los Angeles Heart Study. *J. Chron. Dis.*, 1964, 17, 933.
26. CHRISTAKIS (G.), RINZLER (S. H.), ARCHER (M.), WILSLow (G.), JAMPÉL (S.), STEPHENSON (J.), FRIEDMAN (G.), FEIN (H.), KRAUS (A.) et JAMES (G.) : The anti-coronary club. A dietary approach to the prevention of coronary heart disease. A seven-year report. *Am. J. Pub. Health*, 1966, 56, 299.
27. CORNWELL (D. G.), KRUGER (F. A.), HAWGI (G. J.) et BROWN (J. B.) : Correlations between lipoprotein concentration and fatty acid composition in serum of normal and hyperlipemic subject : a review. *Metabolism*, 1962, 11, 840.
28. COTTET (J.), CLOAREC (M.), LEMAIRE (A.) et LEDERMAN (S.) : Sur la teneur du sang en cholestérol, en lipides totaux et en lipoprotéines chez les sujets normaux. *Drugs affecting lipid metabolism*, Elsevier Publishing Co., 1961.
29. DAHL (L. K.) : Experimental hypercholesterolemia from chronic excess salt feeding. *Am. J. Cardio.*, 1961, 8, 705.
30. DEUIL (R.), LAURENT (C.) et MAGDELAINE (M.) : Le risque diabétique. *Presse méd.*, 1962, 70, 1879.
31. DUNN (J. P.) et MOSES (C.) : Correlation of serum lipids with uric acid and blood sugar in normal males. *Metabolism*, 1965, 14, 788.
32. EISENBERG (S.) et WOLF (P. C.) : Plasma volume after posture change in hypertensive subjects. *Arch. Intern. Med.*, 1965, 115, 17.
33. EMERIT (J.) et COTTET (J.) : Comparaison des résultats obtenus pour le cholestérol sanguin sur 58 sérums par sept techniques différentes de dosage. *Arch. Mal. Cœur. Rev. Athérosclér.*, 1964, 6, 64.
34. EPSTEIN (F. H.), BOAS (E. P.) et SIMPSON (R.) : The epidemiology of atherosclerosis among a random sample of clothing workers of different ethnic origins in New York City. *J. Chron. Dis.*, 1957, 5, 3.
35. EPSTEIN (F. H.), FRANCIS (T.), HAYNER (N. S.), JOHNSON (B. C.), KJELSBER (M. O.), NAPIER (J. A.), OSTRANDER (L. D.), PAYNE (M. W.) et DODGE (H. J.) : Prevalence of chronic diseases and distribution of selected physiologic variables in a total community. Tecumseh, Michigan. *Am. J. Epidem.*, 1965, 81, 307.
36. FISCHAEFER (L.), ADLERSBERG (D.) et STEINBERG (A.) : Heredity, environment and serum cholesterol. A study of 201 healthy families. *Circulation*, 1958, 17, 537.
37. FOX (S. M.) et SKINNER (J. S.) : Physical activity and cardiovascular health. *Am. J. Cardio.*, 1964, 14, 731.
38. FRIEDMAN (M.) et BYERS (S. O.) : Role of hyperphospholipidemia and neutral fat increase in plasma in the pathogenesis of hypercholesterolemia. *Am. J. Physio.*, 1956, 186, 13.
39. GEILL (T.) et LUND (E.) : Serum cholesterol in normal individuals in Copenhagen. *Geriatrics*, 1962, 17, 759.
40. GLATZEL (H.) : Fettverkehr Plasmacholesterin, Koronarsklerose. Die Ergebnisse der Epidemiologie. *Zeitsch. für Kreislauf.*, 1964, 53, 416.
41. GOFMAN (G. W.) et JONES (H. B.) : Obesity, fat metabolism and cardiovascular diseases. *Circulation*, 1952, 5, 514.

42. GOLDSMITH (G.) : Highlights on the cholesterol-fats, diets and atherosclerosis problem. *J. A. M. A.*, 1961, 176, 783.
43. HUNTER (J. D.) et WONG (L. C. K.) : Plasma cholesterol levels in New Zealand. *Brit. Med. J.*, 1961, 486.
44. JOHNSON (B. C.), EPSTEIN (F. H.) et KJELSBURG (M. O.) : Distributions and familial studies of blood pressure and serum cholesterol levels in a total community. Tecumseh, Michigan. *J. Chron. Dis.*, 1965, 18, 147.
45. JOLLIFFE (N.), RINZLER (S. H.), ARCHER (M.), MASANSKY (E.), RUDENSEY (F.), SIMON (M.) et FAULKNER (A.) : Effect of a prudent reducing diet on the serum cholesterol of overweight middle-aged men. *Am. J. Clin. Nut.*, 1962, 10, 200.
46. JOUVE (A.), GÉRARD (R.), SOUTEYRAND (P.), GAYMARD (P. J.), SOULIER (R.) et EMPHOUX (A.) : Exploration du métabolisme des glucides chez les sujets atteints d'angor coronarien et d'artériopathie des membres inférieurs. *Arch. Mal. Cœur. Rev. Athérosclér.*, 1964, 1, 65.
47. JOUVE (A.), GÉRARD (R.), VAGUE (P.) et ARNOUX (M.) : Les troubles métaboliques dans l'athérosclérose. Métabolisme des glucides et de l'acide urique. *Presse méd.*, 1966, 74, 1665.
48. JUERGENS (J. L.), BARKER (N. V.) et HINES (E. A.) : Arteriosclerosis obliterans. Review of 520 cases with special reference to pathogenic factors. *Circulation*, 1960, 21, 188.
49. JUILLAN (M.) et BATS-MAILLET (Y.) : La cholestérolémie des populations de l'Algérie. *Arch. Institut Pasteur, Algérie*, 1960, 2, 152.
50. KANE (J. P.), LONGCOPE (T. R.), PAVLATOS (F. C. H.) et GRODSKY (G.) : Studies of carbohydrate metabolism in idiopathic hypertriglyceridemia. *Metabolism*, 1965, 14, 471.
51. KANNEL (W. B.), DAWBER (T. R.), GLENNON (W. E.) et THORNE (M. C.) : Preliminary report : the determinants and clinical significance of serum cholesterol. *Massachusetts J. Med. Technol.*, 1962, 4, 11.
52. KANNEL (W. B.), DAWBER (T. R.), FRIEDMAN (G. D.), GLENNON (W. E.) et MAC NAMARA (P. M.) : Risk factors in coronary heart disease. An evaluation of several serum lipids as predictors of coronary heart disease. The Framingham Study. *Ann. Intern. Med.*, 1964, 61, 888.
53. KAGAN (A.), DAWBER (T. H.), KANNEL (W. B.) et REVOTSKIE (N.) : Framingham study : a prospective study of coronary heart disease. *Fed. Proc.*, 1962, 21, 52.
54. KEEN (H.), ROSE (G.), PYKE (D. A.), BOYNS (D.), CHLOUVERAKIS (G.) et MISTRY (S.) : Blood sugar and arterial disease. *Lancet*, 1965, 2, 505.
55. KEYS (A.) : Diet and epidemiology of coronary heart disease. *J. A. M. A.*, 1957, 164, 1912.
56. KEYS (A.), FIDANZA (F.), SCARDI (V.), BERGAMI (G.), KEYS (M. A.) et DI LORENZO (F.) : Studies on serum cholesterol and other characteristics of clinically healthy men in Naples. *Arch. Intern. Med.*, 1954, 93, 328.
57. KEYS (A.), MILKEN (O.), MILLER (V. O.), HAYES (E. R.) et TODD (D. L.) : The concentration of cholesterol in the blood serum of normal man and its relation to age. *J. Clin. Investig.*, 1950, 29, 1347.
58. KEYS (A.), TAYLOR (H. L.), BLACKBURN (H.), BROZEK (J.), ANDERSON (J. T.) et SIMONSON (E. L.) : Coronary heart disease among Minnesota business and professional men followed fifteen years. *Circulation*, 1963, 28, 381.
59. KINSELL (L.), MICHAELS (G.), WALKER (G.), SPLITTER (S.) et FUKAYAMA (G.) : An approach to understanding of the gross hyperlipidemic states. *Metabolism*, 1962, 11, 863.
60. KYU TAIK LEE, DONG NACK KIM, YONG SUP HAN et GOODALE (F.) : Geographic study of atherosclerosis; the effect of a strict vegetarian diet on serum lipid and electrocardiographic patterns. *Arch. Environ. Health.*, 1962, 4, 4.
61. LAGRUE (G.) : Cholestérol et rein. *Colloque International sur le Cholestérol*. Laboureur et C^{ie}, Paris, 1961, p. 67.

62. LAWRY (E. Y.), MANN (G. V.), PETERSON (A.), WYSOCKI (A.), O'CONNEL (R.) et STARE (F.) : Cholesterol and beta-lipoproteins in the serum of americans. *Am. J. Med.*, 1957, 22, 605.
63. LELLOUCH (J.), CLAUDE (J. R.), ANGUERA (G.) et RICHARD (J. L.) : L'hypercholestérolémie des athéroscléreux. Valeur comparée de 5 méthodes de dosage. *Pathol. Biol.*, 1964, 12, 602.
64. LESTRADET (A.) : Le diabète ou les diabètes sucrés. *Presse méd.*, 1966, 74, 99.
65. LEWIS (L. A.), OLMSTED (F.), PAGE (I. H.), LAWRY (E. M.), MANN (G. V.), STARE (F. J.), HANING (M.), LAUFFER (M. A.), GORDON (T.) et MOORE (F. E.) : Serum lipid levels in normal persons. Finding of a cooperative studies of lipoproteins and atherosclerosis. *Circulation*, 1957, 16, 227.
66. LÖWENSTEIN (F. W.) : Epidemiologic investigations in relation to diet in groups who show little atherosclerosis and are almost free of coronary ischemic heart disease. *Am. J. Clin. Nut.*, 1964, 15, 175.
67. LUYKEN (R.) et LUYKEN-KONING (F. W. M.) : Studies on the physiology of nutrition in Surinam. *Trop. Geographic Med.*, 1960, 12, 313.
68. MAC DONALD (J. C.), LIDWELL (O. M.) et WRIGHT (E. A.) : Serum cholesterol, smoking and body build. A survey in the Royal Air Force. *Brit. J. Prev. Soc. Med.*, 1965, 19, 111.
69. MALMROS (H.), BJORCK (G.) et SWAHN (B.) : Hypertension, atherosclerosis and the diet. *Acta Med. Scand.*, 1956, suppl. 312, 71.
70. MANN (G. V.), MUNOZ (J. A.) et SCHRIMSHAW (N. S.) : The serum lipoproteins and cholesterol concentration of central and north americans with different dietary habits. *Am. J. Med.*, 1955, 19, 25.
71. MATTINGLY (T. W.), PARMLEY (I. F.), DURRUM (E. L.), SMITH (E. R. B.) et HYATT (M. R.) : Lipid studies in health and diseases. Preliminary report of the results of lipid determination in a group of normal male officers and patients with vascular disease. *J. A. M. A.*, 1959, 170, 536.
72. MERS (C.), GORSON (H.) et LACKNER (H.) : Blood coagulation and fibrinolysis in relation to coronary heart disease A comparative study of normal white men with overt coronary heart disease and normal Bantu men. *Brit. Med. J.*, 1960, 1, 219.
73. OSTRANDER (L. D.), FRANCIS (J. R. T.), HAYNER (N. S.), KJELSBURG (M. O.) et EPSTEIN (F. H.) : The relationship of cardiovascular disease to hyperglycemia. *Ann. Intern. Med.*, 1965, 62, 1188.
74. PAUL (O.), LEPPER (M. H.), PHELAN (W. H.), DUPERTUIS (C. W.), MAC MILLAN (A.), MAC KEAN (H.) et PARK (H.) : A longitudinal study of coronary heart disease. *Circulation*, 1963, 28, 20.
75. PELL (S.) et KONIECKI (W. B.) : Distribution of serum cholesterol levels among normal middle-aged men. *Delaware St. Med. J.*, 1960, 32, 400.
76. PETERS (S. P.) et MAN (E. B.) : The interrelations of serum lipids and normal persons. *J. Clin. Investig.*, 1943, 22, 707.
77. PRIOR (I. A.), ROSE (G. A.) et DAVIDSON (F.) : Metabolic maladies in New Zealand Maoris. *Brit. Med. J.*, 1964, 1, 1065.
78. RIFKIND (B. M.) et BEGG (T.) : Relationship between relative body weight and serum lipids levels. *Brit. Med. J.*, 1966, 2, 208.
79. ROLLEN (A.), VASSAL (P.), BIRMAN (R.) et DURAND (C.) : Etude comparative des variations du cholestérol sanguin chez l'Européen et le Nord-Africain en fonction du sexe, de l'âge, du poids et de la tension artérielle minimale. *C. R. Acad. Sc. Paris*, 1959, 248, 494.
80. ROSENMAN (R. H.) et FRIEDMAN (M.) : Association of a specific overt behavior pattern in women with increased blood cholesterol and clotting time, arcus senilis and incidence of clinical coronary disease. *Circulation*, 1959, 20, 759.

81. RYCKEWAERT (A.), DRY (J.), PAOLAGGI (F.) et LELLOUCH (J.) : L'uricémie dans la population générale. *Rev. franç. Et. Clin. Biol.*, 1966, 11, 72.
82. SALVANI (L.) et VERDI (G.) : Statistical study on correlation between blood level of cholesterol, beta/alpha lipoprotein ratio and uric acid of normal and arteriosclerotic subjects. *Gerontologia*, 1959, 3, 327.
83. SCHAEFER (L.) : Serum cholesterol-triglyceride distribution in a « normal » New York City population. *Am. J. Med.*, 1964, 36, 262.
84. SCHILING (F. J.), CHRISTAKIS (G. J.), BENNET (N. J.) et COYLE (J. F.) : Studies of serum cholesterol in 4244 men and women : an epidemiological and pathogenic interpretation. *Am. J. Pub. Health.*, 1964, 54, 461.
85. SCOTT (E. M.), GRIFFITH (I. V.), HOSKINS (D. D.) et WHALEY (R. D.) : Serum cholesterol levels and blood pressure of Alaskan Eskimo men. *Lancet*, 1958, 667.
86. SCHWARTZ (D.) et BEAUMONT (J. L.) : Enquête épidémiologique sur les facteurs de l'athérosclérose. Chapitre V : Les triglycérides sanguins.
87. SCHWARTZ (D.), LELLOUCH (J.), ANGUERA (G.) et RICHARD (J. L.) : Tabac et autres facteurs étiologiques dans l'artériopathie oblitérante des membres inférieurs. Résultats d'une enquête rétrospective. *J. Athérosclér. Res.*, 1965, 5, 302.
88. SCHWARTZ (D.), LELLOUCH (J.), ANGUERA (J. L.), LENÈGHE (J.) et BEAUMONT (J. L.) : Tobacco and other factors in the etiology of ischemic heart disease in man : result of a retrospective survey. *J. Chron. Dis.*, 1966, 19, 35.
89. STOKER (D. J.), WYNN (W.) et ROBERTSON (G.) : Effect of posture on the plasma cholesterol level. *Brit. Med. J.*, 1966, 1, 336.
90. THOMAS (C. B.) et GARN (S. M.) : Degree of obesity and serum cholesterol level. *Sciences*, 1960, 131, 42.
91. WALKER (A. R. P.) et ARVISSON (U.) : Fat intake serum cholesterol concentration, and atherosclerosis in the South African Bantu. *J. Clin. Invest.*, 1954, 33, 1358.
92. WHYTE (J.) : Behind the adipose curtain : studies in Australia and New Guinea relating to obesity and coronary heart disease. *Am. J. Cardiol.*, 1965, 15, 66.

CHAPITRE V

LES TRIGLYCÉRIDES SANGUINS

D. SCHWARTZ (1), E. PATOIS (2) et J. L. BEAUMONT (3)

Dans le cadre de l'étude épidémiologique à long terme, menée par le G. R. E. A., le présent travail est centré sur les triglycérides sanguins qui se sont vu attribuer ces dernières années une importance croissante, notamment dans les maladies par athérosclérose coronarienne [1, 7, 8, 10, 11, 16]. Il complète et détaille sur un plus grand nombre de sujets un rapport préliminaire sur les lipides sanguins [4].

MATÉRIEL ET MÉTHODES

On a décrit plus haut les deux populations visées par l'enquête. Le présent travail ne concerne que l'une d'entre elles — la triglycéridémie n'ayant pas été dosée pour l'autre —, à savoir les employés, essentiellement les chauffeurs, d'une compagnie parisienne de transports. On a indiqué également la définition générale de cette population, notamment les clauses d'exclusion (sujets nés en dehors de la France métropolitaine); pour le présent travail, on a éliminé en outre les sujets qui avaient pris un repas important après minuit, ou avaient travaillé la nuit (en tout 584 sujets); enfin, dans 88 cas, la triglycéridémie n'a pas été dosée, mais ces manques correspondent à quelques jours où le laboratoire, trop surchargé, a effectué un dosage sur deux, et n'introduisent pas de biais.

L'étude porte finalement sur 846 sujets, répartis en 768 hommes et 78 femmes, avec une distribution d'âge représentée au tableau I.

TABLEAU I

Age	- 25	- 30	- 35	- 40	- 45	- 50	- 55	- 60	- 65	- 70	- 75	75 +	Total
Hommes	8	39	61	70	61	49	95	125	172	72	15	1	768
Femmes	4	6	7	20	11	11	7	10	2	—	—	—	78

(1) Unité de Recherches Statistiques de l'I. N. S. E. R. M.

(2) Technicienne I. N. S. E. R. M.

(3) Groupe de Recherches sur l'Athérosclérose de l'I. N. S. E. R. M.

Les données recueillies ont été également précisées : poids et taille, conduisant à l'indice de corpulence $100 \left(\log \frac{P}{T^2} - 1 \right)$, tension artérielle, quelques questions résultant d'un bref interrogatoire et divers examens biologiques (taux des triglycérides, du cholestérol, du sucre, de l'acide urique et de l'urée); on rappelle que le prélèvement de sang a été effectué par ponction veineuse, le matin (entre 9 et 11 heures), en principe après un petit déjeuner.

RÉSULTATS

Tous les premiers résultats concernent les hommes. Le cas des femmes, dont l'effectif est beaucoup plus faible, sera examiné ensuite.

DISTRIBUTION DE LA TRIGLYCÉRIDÉMIE

Les triglycéridémies observées, en mg %, vont de 29 à 1 260, avec une moyenne de 138,16. Leur distribution (tableau II et fig. 1) est nettement asymétrique, et une

TABEAU II
Distribution des triglycéridémies.

Triglycéridémies	Nombre de cas
< 39	3
40-59	56
60-79	120
80-99	120
100-119	116
120-139	98
140-159	70
160-179	40
180-199	36
200-219	27
220-239	17
240-259	10
260-279	9
280-299	12
300-319	3
320-339	2
340-359	3
360-379	2
380-399	5
400-419	2
420-439	2
440-459	6
460-479	0
480 +	9
	768

proportion importante des résultats dépasse des valeurs très supérieures à la moyenne : plus de 300 mg chez 5 % environ des sujets; un taux supérieur à 1 000 mg a été observé 4 fois.

La distribution est nettement moins dissymétrique, et plus proche d'une loi normale, quand on considère le logarithme de la triglycéridémie. Elle s'écarte cependant d'une loi logarithmico-normale, comme le montrent le graphique en

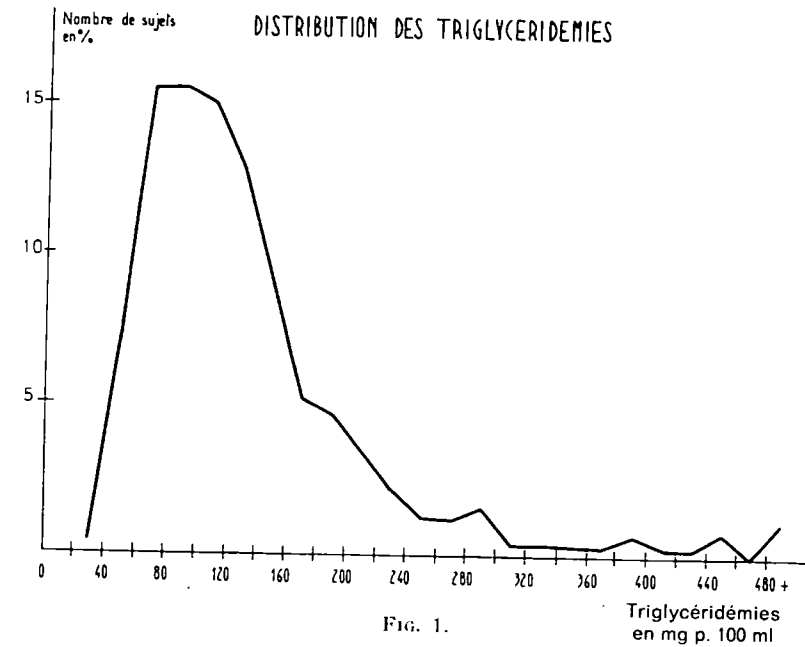


FIG. 1.

échelles logarithme et probit (fig. 2) et le calcul d'ajustement ($\chi^2 = 28$ pour d. d. l. = 5, $p < 0,001$).

Par ailleurs, les accidents visibles sur la figure 1 pour les triglycéridémies voisines de 80, 180 et 280 mg %, paraissent dépasser les fluctuations d'échantillonnage, étant donné l'effectif important de la population, et suggérer une courbe plurimodale.

VARIATION AVEC L'ÂGE

La triglycéridémie diffère selon l'âge des sujets d'une façon significative ($p < 0,001$). Dans l'ensemble, la courbe (fig. 3) est croissante jusqu'aux approches de la soixantaine, et décroissante ensuite. Il semble toutefois que, dans la première

partie, la courbe ne soit pas constamment croissante, et que, compte tenu des effectifs élevés, on puisse tenir pour réel son aspect stationnaire dans la période 38-48 ans (environ), contrastant avec une croissance rapide avant et après.

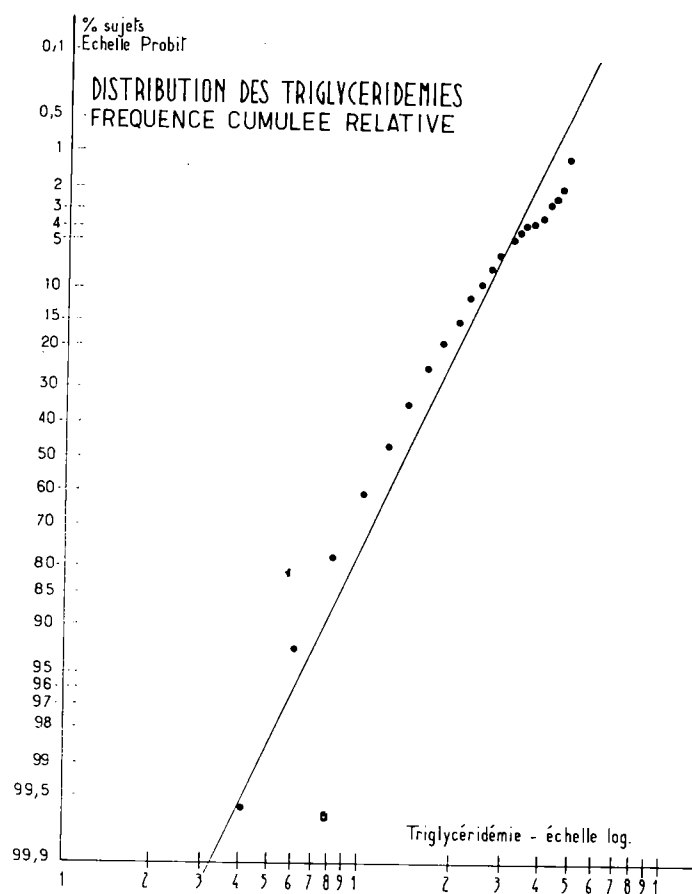


Fig. 2.

CORRÉLATION AVEC LES AUTRES DONNÉES CLINIQUES ET BIOLOGIQUES

a) La triglycéridémie est en corrélation (tableau III) :

— hautement significative (p nettement inférieur à 10^{-9}) et d'importance moyenne avec la *cholestérolémie* ($r = 0,37$), la *corpulence* ($r = 0,36$) et l'*uricémie* ($r = 0,31$);

— encore très significative (p inférieur à 10^{-4}), mais nettement moins importante avec la *tension artérielle* maximale ($r = 0,13$) et la *glycémie* ($r = 0,12$).

Il n'existe pas de corrélation avec l'*urée sanguine*.

Ces calculs, et ceux qui suivent, portent sur le logarithme de la triglycéridémie (les résultats sont d'ailleurs du même ordre si on prend la triglycéridémie elle-même).

VARIATION DE LA TRIGLYCERIDEMIE EN FONCTION DE L'AGE

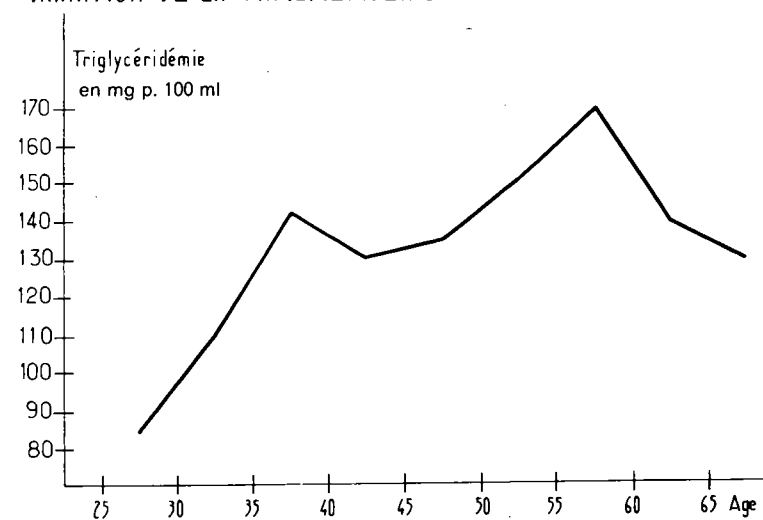


Fig. 3.

Dans le cas de la « corpulence », la triglycéridémie ne semble pas liée à l'*âge d'apparition* de l'obésité : elle ne diffère pas significativement entre les sujets dont l'obésité est ancienne (apparus avant 25 ans) ou plus récente.

b) Le calcul des corrélations partielles montre que les corrélations précédentes subsistent à âge donné entre la triglycéridémie et toutes les variables, sauf pour la tension artérielle. L'examen des corrélations à chaque âge montre en outre (tableau IV) une très nette diminution de toutes les corrélations dans la tranche 40-49 ans.

c) Pour les trois corrélations les plus nettes (avec la cholestérolémie, la corpulence et l'uricémie), la régression en fonction de la triglycéridémie (en échelle arithmétique) n'est pas linéaire, mais s'incurve nettement pour les triglycéridémies élevées. Si la triglycéridémie est comptée en échelle logarithmique, les points sont sensiblement alignés; le test de linéarité montre qu'un tracé rectiligne est très acceptable dans le cas de la cholestérolémie et de l'uricémie, mais pas de l'obésité.

TABLEAU III

Corrélation entre les résultats des divers examens (1).

	Triglycéridémie (log)	Cholestérolémie	Corpulence	Uricémie	Glycémie	Tension artérielle maxima	Urée
Triglycéridémie (log).		0,37 ***	0,36 ***	0,31 ***	0,12 ***	0,13 ***	-0,003
Cholestérolémie.			0,17 ***	0,13 ***	0,01	0,17 ***	0,05
Corpulence.				0,35 ***	0,26 ***	0,29 ***	-0,007
Uricémie.					0,04	0,05	0,02
Glycémie.						0,20 ***	-0,04
Tension artérielle maxima.							-0,02
Urée.							

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

TABLEAU IV

Corrélation de la triglycéridémie avec les autres examens en fonction de l'âge (1).

Age	Corrélations avec				
	Cholestérolémie	Corpulence	Uricémie	Tension artérielle maxima	Glycémie
Moins de 40 ans	0,50 ***	0,46 ***	0,46 ***	0,16 *	0,12
40-49 ans	0,11	0,28 **	0,25 **	-0,07	-0,03
50-59 ans	0,33 ***	0,37 ***	0,35 ***	0,13	0,07
60 ans et plus	0,31 ***	0,26 ***	0,22 ***	0,06	0,18 **

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

d) Il est intéressant de réexaminer les corrélations de la triglycéridémie avec les autres variables, compte tenu du fait que celles-ci sont liées entre elles (tableau III).

Le calcul des corrélations partielles montre d'abord que la triglycéridémie n'est plus liée à la tension artérielle, ni à la glycémie, pour un âge et une corpulence donnés. On peut donc, en première approximation, négliger ces deux variables pour ne s'intéresser qu'aux trois autres : cholestérolémie, corpulence et uricémie.

Les corrélations partielles (tableau V) sont toutes significatives, sauf deux : la cholestérolémie n'est liée ni à la corpulence, ni à l'uricémie pour des sujets de triglycéridémie donnée.

On peut donc admettre, en première approximation (tableau VI), que :

— la triglycéridémie est liée en propre à la cholestérolémie, à la corpulence et à l'uricémie;

— par contre, la cholestérolémie n'est liée en propre ni à la corpulence, ni à l'uricémie, le lien qui apparaît avec ces deux variables passant par le canal de la triglycéridémie.

CORRÉLATIONS AVEC LE MODE DE VIE

Ce problème n'a été abordé ici que pour un très petit nombre de questions posées de manière systématique aux sujets.

Les unes, portant sur le tempérament (calme ou agité), l'humeur, la qualité du sommeil, n'ont pas révélé de relations.

Les autres portaient de manière très détaillée sur la consommation de tabac. On n'a pas trouvé de relation avec la triglycéridémie, ni pour le fait de fumer ou non, ni pour la quantité fumée, inhalée ou non, à aucun âge.

ÉTUDE DES FEMMES

Leur effectif (78) étant beaucoup plus faible que celui des hommes, on ne présentera ici que des résultats globaux, dont certains demandent à être confirmés :

— la triglycéridémie, en mg %, a pour moyenne 89,6; elle est inférieure à celle des hommes à tout âge, la différence étant très significative dans l'ensemble (tableau VII).

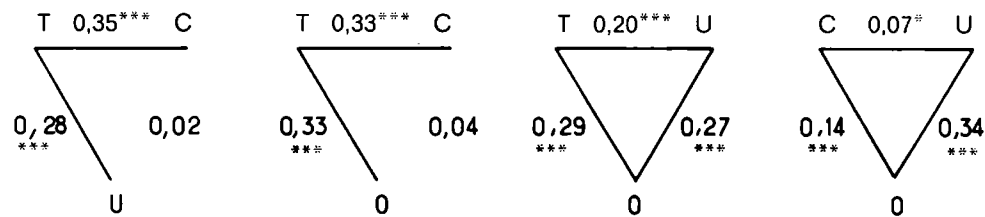
— Sa distribution est nettement asymétrique; elle ne diffère pas significativement d'une distribution logarithmique normale et on n'aperçoit pas de pluri-modalité nette. La triglycéridémie n'a jamais dépassé 300 mg.

— La variation avec l'âge comprendrait une phase croissante, un palier de 50 à 60 ans, puis une décroissance.

— La triglycéridémie est liée significativement à la cholestérolémie ($r = 0,53$) et à la tension artérielle ($r = 0,25$); la corrélation est proche de la signification

TABLEAU V

CORRELATIONS PARTIELLES (1).

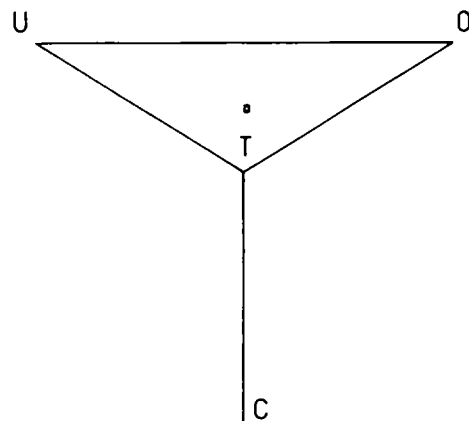


(1) Chacun des côtés de ces triangles indique la corrélation entre deux des variables quand la troisième est constante (T : triglycéridémie; C : cholestérolémie; O : obésité (corpulence); U : uricémie).

Les points sont reliés par un trait seulement quand la corrélation est significative; le nombre inscrit indique la valeur du coefficient de corrélation; les significations sont notées *, **, *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

TABLEAU VI

SCHEMA DES CORRELATIONS "EN PROPRE" (1).



(1) Les points sont rejoints par un trait seulement s'il existe entre les deux variables une corrélation significative quand les deux autres sont constantes (T : triglycéridémie; C : cholestérolémie; O : obésité (corpulence); U : uricémie).

TABLEAU VII

Comparaison des hommes et des femmes pour la triglycéridémie (1).

Age	catégorie	Nombre de sujets	Triglycéridémie	Signification
Moins de 30 ans.	Hommes.	47	84,4	
	Femmes.	10	83,1	
30-39 ans.	Hommes.	131	127,1	**
	Femmes.	27	75,9	
40-49 ans.	Hommes.	110	132,1	*
	Femmes.	22	97,6	
50-59 ans.	Hommes.	220	161,7	
	Femmes.	17	105,3	
60 ans et plus.	Hommes.	260	136,2	
	Femmes.	20	85,0	
Comparaison des hommes et des femmes après ajustement par âge.				***

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

pour la corpulence (0,21) et l'uricémie (0,17); elle est non significative et négligeable pour la glycémie et l'urée. Ces corrélations ne sont déjà plus significatives dès qu'on tient compte de l'âge, sauf entre triglycéridémie et cholestérolémie (mais les effectifs sont faibles).

DISCUSSION

Pour éviter des généralisations abusives, deux points particuliers doivent être soulignés :

1° La population étudiée est un groupe actif, formé de sujets qui travaillent, mais parmi lesquels certains peuvent être malades; or, ceux-ci n'ont pas été exclus. Il nous a en effet été impossible, dans cette première phase de travail, de soumettre tous les sujets à un examen clinique et électrocardiographique. Cependant, cette critique ne nous paraît pas majeure. La limite est finalement arbitraire entre les anomalies décelées par un examen et celles qui le seraient par un examen plus poussé, ou entre les anomalies décelables aujourd'hui et celles qui ne le seront que demain. De toute manière, nous ne nous sommes jamais contentés d'exprimer les corrélations par un simple coefficient, et on a toujours examiné les régressions

d'un bout à l'autre de l'échelle, pour bien vérifier qu'elles traduisent une tendance d'ensemble et non l'influence de quelques cas exceptionnels.

2° Le sang n'a pas été prélevé à jeun. Ici encore, nous avons dû obéir à des contraintes matérielles. Cependant, connaissant la nature du petit déjeuner, et le délai écoulé jusqu'à la prise de sang, et disposant d'un petit groupe de sujets à jeun, nous avons pu constater que l'influence du petit déjeuner était minime, sauf en ce qui concerne : a) la glycémie; et b) la triglycéridémie. La première n'intervient guère dans nos résultats. Quant à la seconde, elle pose certes un problème important. Mais on sait assez que pour atteindre le niveau « de base » de la triglycéridémie, il faut un jeûne dépassant 12 heures, ou même 14, variable selon les sujets. On sait également que la triglycéridémie post-prandiale est un critère aussi intéressant, et sans doute davantage que la triglycéridémie à jeun. Rappelons que nous avons éliminé tous les sujets pour lesquels un repas important après minuit était déclaré ou même suspecté (travailleurs de nuit). L'étude porte donc sur la triglycéridémie après un petit déjeuner relativement constant. Nous pouvons enfin signaler que toute l'étude précédente a été refaite séparément sur les sujets ayant pris leur petit déjeuner depuis moins de 3 heures, 3 à 4 heures, ou plus de 4 heures, et que les résultats restent les mêmes que pour le groupe total.

Compte tenu de ces particularités, un certain nombre de faits présentent un intérêt général et méritent d'être discutés.

DISTRIBUTION DE LA TRIGLYCÉRIDÉMIE

Il faut d'abord souligner la fréquence relativement grande des triglycéridémies dépassant très nettement les limites habituellement assignées au normal, puisque 5 % environ des sujets ont un taux supérieur à 300 mg.

Le second point remarquable est l'aspect de l'histogramme. Sa très nette dissymétrie a été retrouvée constamment [2, 9, 18], contrastant avec la symétrie et même la normalité qui caractérisent classiquement la distribution de la cholestérolémie. Elle est confirmée par le fait que la distribution des bêta-lipoprotéines, symétrique pour les fractions lourdes riches en cholestérol, devient de plus en plus dissymétrique à mesure qu'on considère des fractions plus légères, c'est-à-dire plus riches en triglycérides [12, 13]. Aussi a-t-on suggéré l'hypothèse d'une distribution logarithmique normale pour les triglycérides [9], de même que pour les bêta-lipoprotéines les plus légères [9, 13]. De fait, notre distribution devient beaucoup plus symétrique quand on envisage le logarithme de la triglycéridémie, quoique s'écartant significativement d'une distribution logarithmique normale.

Une autre explication de cette dissymétrie peut être proposée : c'est la superposition de plusieurs populations. Elle l'a été par CARLSON [9] et surtout par SCHAEFER [18] qui, étudiant un groupe d'hommes de la ville de New-York, souligne que la distribution des triglycéridémies comporte 2 pics, correspondant à 80 et 200 mg; on aperçoit d'ailleurs sur son histogramme (fig. 5) un troisième pic vers 280 mg. Il en est de même dans notre étude. Etant donné la variation impor-

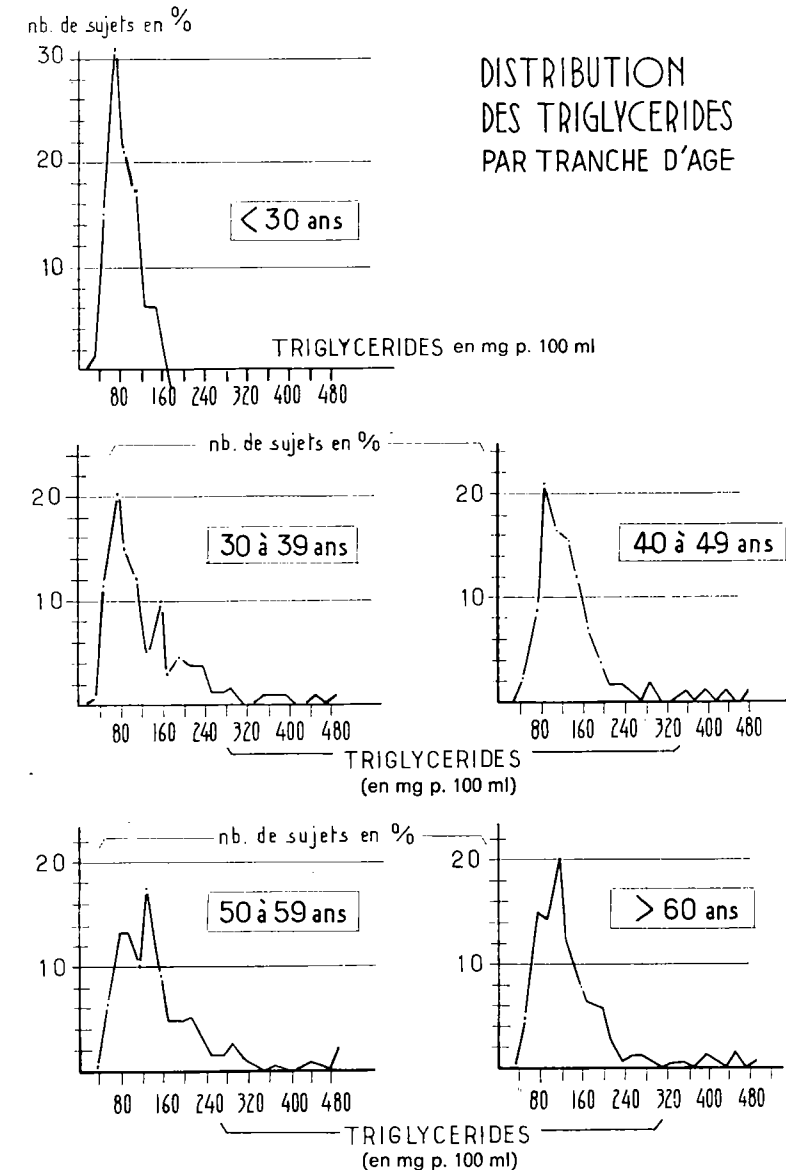


FIG. 4.

tante de la triglycéridémie avec l'âge, nous avons repris l'étude de la distribution des triglycérides pour chaque tranche d'âge de 10 ans. Il semble bien (fig. 4) qu'à chaque âge on puisse individualiser 4 ou 5 pics, les plus nets et les plus constants correspondant aux valeurs 180 et 280 mg, exactement comme dans la distribution de SCHAEFER. Nous savons combien il est difficile de prouver une plurimodalité. Nous pensons toutefois qu'elle peut être ici suggérée au moins comme hypothèse de travail.

Si on admet cette hypothèse, il reste à préciser les caractéristiques des populations qu'elle permet d'individualiser. Pour SCHAEFER, l'une des populations

DISTRIBUTION DES TRIGLYCÉRIDES DANS UNE POPULATION NEW-YORKAISE

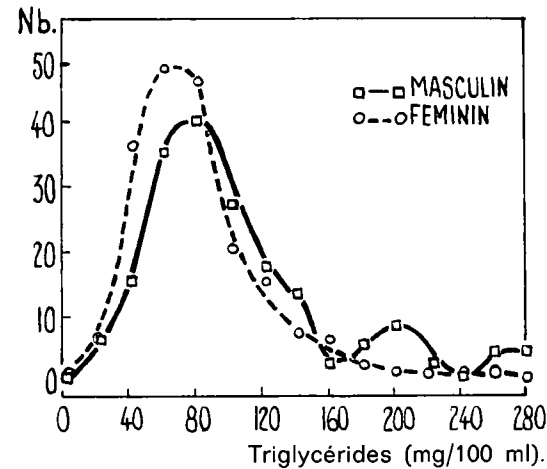


FIG. 5. — D'après Schaefer [18]
reproduite avec l'aimable autorisation de l'auteur et de l'éditeur.

représente les sujets normaux, l'autre les « anormaux », qu'il assimile à des formes frustes de l'hyperlipémie essentielle. Dans notre étude, on serait conduit à distinguer les sujets normaux (dont la triglycéridémie oscillerait autour de 80 mg comme dans le travail de SCHAEFER) et plusieurs types de sujets anormaux, correspondant aux principaux pics observés; ces anomalies pourraient traduire plusieurs sortes de troubles métaboliques aboutissant à l'accumulation dans le sang de molécules plus ou moins riches en triglycérides. Cette hypothèse est compatible avec ce qu'on sait de la teneur en triglycérides des lipoprotéines légères du sérum qui diminue de façon discontinue, par paliers, depuis les chylomicrons jusqu'aux lipoprotéines de Sf 0-12 [14]; ainsi qu'avec l'existence de plusieurs variétés d'hyperlipidémies essentielles, dans lesquelles l'une ou l'autre des lipoprotéines légères est augmentée exclusivement ou préférentiellement [5, 15].

VARIATION AVEC L'ÂGE

Dans la plupart des populations d'effectif suffisant pour lesquelles l'analyse a été menée autrement que par un simple test de régression, la triglycéridémie croît d'abord avec l'âge, puis devient stationnaire vers 40-50 ans et décroît ensuite légèrement [2, 9, 11, 18]. Il en est de même pour la variation des lipoprotéines Sf 12-20 et Sf 20-400, riches en triglycérides, dans quatre populations d'effectif important [12].

Notre étude, en confirmant cette tendance générale, suggère une forme de courbe un peu différente, la période de croissance comportant une partie stationnaire d'une dizaine d'années autour de la quarantaine. Il est difficile de savoir si cette période — qui se singularise aussi dans l'étude des corrélations — doit être prise en considération.

De toute manière, ces résultats, obtenus par des études transversales, font intervenir un mélange de « cohortes » (*) et sont d'interprétation difficile. Les seules études longitudinales effectuées à ce jour ne portent que sur des effectifs minimes. Il apparaît souhaitable de les répéter sur une plus grande échelle.

CORRÉLATIONS AVEC LES AUTRES DONNÉES CLINIQUES ET BIOLOGIQUES

Les corrélations observées concordent, dans l'ensemble, avec celles qui ont été signalées pour d'autres populations : la triglycéridémie est faiblement liée à la tension artérielle, comme chez ALBRINK et coll. [2] ainsi que chez LEWIS et coll. [12] (**), et nettement liée à la cholestérolémie comme chez CARLSON [9], à la corpulence comme chez LEWIS et coll. [12], à l'uricémie comme chez BERKOWITZ [6].

En ce qui concerne la cholestérolémie, notre coefficient de corrélation ($r = 0,37$) est intermédiaire entre celui ($r = 0,59$) de CARLSON [9] et celui d'ALBRINK et coll. [2], non calculé mais qui apparaît faible; en ce qui concerne la corpulence, il est plus élevé que celui d'ALBRINK et coll. [3], et contrairement aux résultats de ces auteurs, n'apparaît pas lié à l'âge d'apparition de l'obésité.

On peut enfin remarquer deux faits qui ne semblent guère avoir été signalés : une corrélation faible avec la glycémie et une baisse importante de toutes les corrélations dans la tranche d'âge 40-49 ans, qui est aussi la période où la triglycéridémie nous est apparue stationnaire.

Cependant, ces corrélations sont difficilement interprétables si on ne tient pas compte des interrelations entre les diverses variables; notre travail, particulièrement axé sur les corrélations partielles, apporte ainsi quelques faits nouveaux et quelques éclaircissements :

(*) Terme désignant en épidémiologie des sujets nés à une même époque.

(**) Dans la mesure où le taux des lipoprotéines Sf 20-400 étudié dans ce travail reflète la triglycéridémie.

1° On remarque d'abord que les corrélations avec la tension artérielle et la glycémie, déjà faibles par elles-mêmes, disparaissent complètement pour un âge et une corpulence donnés et on peut admettre qu'elles reflètent une relation entre la triglycéridémie et l'âge ou la corpulence.

2° Par contre, en ce qui concerne la cholestérolémie, la corpulence ou l'uricémie, la corrélation de la triglycéridémie avec chacune de ces variables, beaucoup plus nette, subsiste complètement lorsque les autres variables (et l'âge) sont constants; on peut donc admettre que la triglycéridémie est liée en propre à ces trois variables.

La relation avec la cholestérolémie est la plus facile à expliquer, d'après la composition même des lipoprotéines du sang. En effet, quelle que soit leur classe, celles-ci contiennent toutes du cholestérol et des triglycérides (quoiqu'en proportions variables depuis les chylomicrons très riches en triglycérides jusqu'aux lipoprotéines de Sf_{1063} 0-12, surtout riches en cholestérol); une augmentation du taux des lipoprotéines, quelle que soit leur classe, entraîne donc simultanément une augmentation du cholestérol et des triglycérides.

La relation avec la corpulence et l'uricémie est moins claire. Les variations concomitantes de la triglycéridémie, de l'uricémie et de la corpulence pourraient traduire l'intervention d'un facteur alimentaire, produisant à l'extrême la pléthore dont l'obésité et l'hyperuricémie sont des traits bien connus.

3° On remarque enfin que la cholestérolémie n'est liée en propre ni à la corpulence, ni à l'uricémie, avec lesquelles elle ne serait corrélée que par l'intermédiaire de la triglycéridémie; ces résultats concordent assez bien avec ceux de LEWIS et coll. [12] où la corpulence est davantage liée au taux de lipoprotéines légères qu'à celui des lipoprotéines plus lourdes, et davantage à celui-ci qu'à la cholestérolémie, ainsi qu'avec ceux de SAILER et coll. [17] où la corpulence est liée à la triglycéridémie, mais pas à la cholestérolémie; et avec ceux de BERKOWITZ [6] où de même l'uricémie est liée à la triglycéridémie, mais pas à la cholestérolémie.

Dans l'ensemble, le fait que la cholestérolémie ne serait liée à la corpulence et à l'uricémie qu'indirectement pourrait expliquer la fluctuation de ces liaisons d'une étude à l'autre, comme c'est le cas tout particulièrement pour la liaison entre corpulence et cholestérolémie.

Les hypothèses précédentes conduiraient à supposer au moins deux formes d'hypertriglycéridémie induites, l'une par un facteur lié à la corpulence et à l'uricémie, qui pourrait être d'origine alimentaire, l'autre par un facteur indépendant de ces deux variables.

PROBLÈME DU TABAC

En raison de son rôle dans l'étiologie de la maladie coronarienne, la corrélation entre l'usage du tabac et la cholestérolémie a fait l'objet de nombreuses études [20], d'où ne ressort aucune relation nette, sauf peut-être chez les sujets jeunes. Nous n'avons observé aucune relation avec la triglycéridémie, même chez les sujets jeunes.

ÉTUDE DES FEMMES

La différence des sexes vis-à-vis de la maladie par athérosclérose coronarienne, aussi bien que dans l'hyperlipémie essentielle, mériterait de susciter des enquêtes épidémiologiques comparatives; or, les données concernant les femmes sont très peu nombreuses. C'est pourquoi nous avons cru utile de présenter les nôtres, malgré le petit nombre de sujets.

La comparaison des sexes montre quelques analogies: dissymétrie de la distribution, variation avec l'âge, corrélations avec la cholestérolémie, sans doute la corpulence et l'uricémie. Mais quelques différences apparaissent aussi: la triglycéridémie des femmes est inférieure à celle des hommes à âge égal, et les corrélations, sauf avec la cholestérolémie, pourraient ne plus exister à âge donné.

On notera enfin que la distribution des triglycéridémies, chez les femmes, ne diffère pas significativement d'une distribution logarithmico-normale. Cette conclusion concorde avec celle de SCHAEFER [18, 19], pour qui les femmes constituent une population unique, avec le mode de 80 mg correspondant à la population « normale » du sexe masculin. Il reste toutefois impossible, étant donné notre effectif, d'exclure l'hypothèse d'une plurimodalité.

RÉSUMÉ

Une étude épidémiologique, menée au sein d'un groupe professionnel (768 hommes et 78 femmes), a montré que, chez l'homme, la triglycéridémie:

— a une distribution nettement dissymétrique, avec un pourcentage élevé de valeurs dépassant fortement la moyenne; cette dissymétrie pourrait refléter soit une distribution logarithmico-normale, soit une plurimodalité;

— augmente avec l'âge, jusque vers la soixantaine, et décroît ensuite;

— est liée à la cholestérolémie, à la corpulence et à l'uricémie, la corrélation avec chacune de ces variables subsistant pour une valeur donnée des deux autres; la cholestérolémie, au contraire, n'apparaît liée à la corpulence et à l'uricémie que par le canal de la triglycéridémie;

— est liée à la tension artérielle et à la glycémie; mais ces corrélations ne subsistent pas à âge ou corpulence donnés.

On n'a observé aucune relation avec l'usage du tabac.

Les données concernant les femmes, moins nettes en raison de l'effectif faible, font cependant apparaître quelques analogies et quelques différences avec ceux des hommes.

L'examen des résultats précédents suggère des hypothèses concernant notamment l'hypertriglycéridémie.

BIBLIOGRAPHIE

1. ALBRINK (M. J.) et MAN (E. B.) : Serum triglycerides in coronary artery disease. *Arch. Int. Med.*, 1959, 103, 4-8.
2. ALBRINK (M. J.), MEIGS (J. W.) et MAN (E. B.) : Serum lipids, hypertension and coronary artery disease. *Am. J. of Med.*, 1961, 31, 4-23.
3. ALBRINK (M. J.) et MEIGS (J. W.) : Interrelationship between skinfold thickness, serum lipids and blood sugar in normal men. *Amer. J. Clin. Nutr.*, 1964, 15, 255-261.
4. BEAUMONT (J. L.) et SCHWARTZ (D.) : Cholestérol et triglycérides sanguins de deux groupes professionnels. Premiers résultats d'une enquête épidémiologique sur les facteurs de l'athérosclérose. *Arch. Mal. Cœur*, 1964, suppl. 3, 37-50.
5. BEAUMONT (J. L.), SWYNGHEDAUIW (B.), BEAUMONT (V.) et CLAUDE (J. R.) : Les troubles du métabolisme des lipides dans l'athérosclérose humaine. *Acta Cardiologica* 1965, suppl. 11, 349-373.
6. BERKOWITZ (D.) : Blood lipid and uric acid interrelationships. *J. Amer. Med. Ass.*, 1964, 190, 856-858.
7. BROWN (D. F.), HESLIN (A. S.) et DOYLE (J. T.) : Fasting and postprandial serum triglyceride levels in healthy young Americans. *Am. J. Clin. Nutr.*, 1963, 13, 1-7.
8. BROWN (D. F.), KINCH (S. H.) et DOYLE (J. T.) : Serum triglycerides in health and in ischaemic heart disease. *New Engl. J. Med.*, 1965, 273, 947-952.
9. CARLSON (L. A.) : Serum lipids in normal men. *Acta Med. Scand.*, 1960, 167, 377.
10. CARLSON (L. A.) : Serum lipids in normal men. *Acta Med. Scand.*, 1960, 167, 399-413.
11. HAYES (D.) et NEILL (D. W.) : Serum cholesterol and triglycerides in ischaemic heart disease. *Clin. Sc.*, 1964, 26, 185-192.
12. LEWIS (L. A.), OLMSTED (F.), PAGE (I. H.), LAWRY (E. Y.), MANN (G. V.), STARE (F. J.), HANING (M.), LAUFFER (M. A.) et MOORE (F. E.) : Serum lipid levels in normal persons. Findings of a cooperative study of lipoproteins and atherosclerosis. *Circulation*, 1957, 16, 227-245.
13. LITTLE (J. A.), VANDER FLIER (R. W.) et SHANOFF (H. M.) : Serum lipids and lipoproteins in healthy adult canadian males. *J. Amer. Med. Ass.*, 1962, 186, 1045.
14. LINDGREN (F. T.), NICHOLS (A. V.) et FREEMAN (N. K.) : Physical and chemical composition studies on the lipoproteins of fasting and heparinized human sera. *J. Phys. Chem.*, 1955, 59, 930-938.
15. LINDGREN (F. T.) et GOFMAN (J. W.) : The role of lipoproteins in coronary disease. *Bull. Schweiz. Akad. Med. Wiss.*, 1957, 13, 152-178.
16. NICOLAYSEN (R.) et WESTLUND (D.) : Plasma lipids in coronary heart disease. *Scand. J. Clin. Lab. Invest.*, 1963, 15, 291-298.
17. SAILER (S.), SANDHOFER (F.) et BRAUNSTEINER (H.) : Overweight and triglyceride level in normal persons and patients with diabetes mellitus. Medical department, University of Innsbruck, Austria.
18. SCHAEFER (L. E.) : Serum cholesterol-triglyceride distribution in a « normal » New-York city population. *Am. J. Med.*, 1964, 36, 262-268.
19. SCHAEFER (L. E.) et NECHEMIAS (C.) : Endogenous hormones, lipid metabolism, and coronary artery disease. *Prog. in Cardio. Dis.*, 1965, 7, 449-464.
20. SCHWARTZ (D.), LELLOUCH (J.), ANGUERA (G.), BEAUMONT (J. L.) et LENÈGRE (J.) : Tobacco and other factors in the etiology of ischaemic heart disease in man. Results of a retrospective survey. *J. Chron. Dis.*, 1966, 19, 35-56.

CHAPITRE VI

L'URICÉMIE

V. BEAUMONT (1)

Des enquêtes épidémiologiques ont depuis quelque temps montré le rôle de certains facteurs dans l'apparition des maladies par athérosclérose. C'est dans le cadre d'une telle enquête, menée par le G. R. E. A. depuis 1963, et portant sur un certain nombre de caractères cliniques et biologiques, que sera envisagé le rôle de l'uricémie.

Les rapports entre l'athérosclérose et la maladie goutteuse sont en effet connus de longue date. Mais il existe, en dehors de la goutte, des hyperuricémies asymptomatiques, beaucoup plus fréquentes, qui pourraient être aussi facteurs de risque [12, 14, 15].

Dans ce travail seront successivement étudiés : 1° Les caractères de l'uricémie dans une population donnée. 2° Ses rapports avec les autres renseignements recueillis dans l'enquête.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Les modalités de l'enquête, les critères choisis, les populations étudiées ont été décrits au chapitre II. En ce qui concerne l'acide urique, le nombre des sujets étudiés diffère peu de celui de la population générale, et pour des motifs fortuits qui n'entachent pas d'erreur les résultats obtenus.

Ces résultats seront donnés, sauf indication contraire, pour les employés de sexe masculin nés en France. Ils sont sensiblement équivalents pour les égoutiers, compte tenu de l'âge.

RÉSULTATS

A. — CARACTÈRE DE L'URICÉMIE DANS UNE POPULATION DONNÉE

Le taux moyen d'uricémie est de 56,34 mg % avec des valeurs extrêmes de 9 et 116 mg %.

La distribution est sensiblement normale (fig. 1), 14,6 % ont un taux supérieur ou égal à 70 mg, 4,2 % ont plus de 80 mg.

(1) Chargée de Recherche à l'I. N. S. E. R. M.

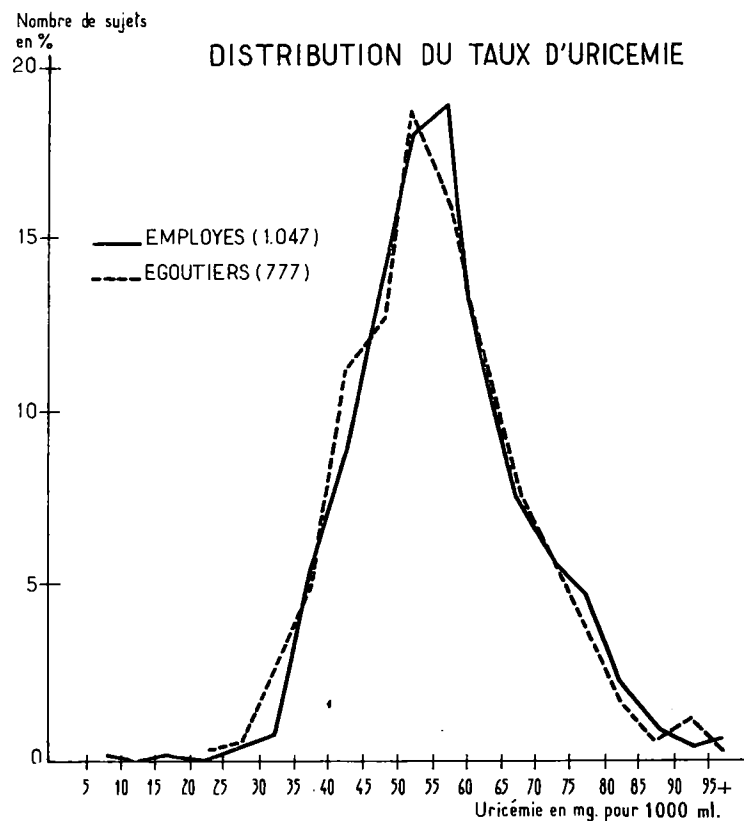


FIG. 1.

Variations avec certains facteurs :

— *Le sexe* : le taux moyen d'acide urique est plus élevé chez l'homme (56,34 mg) que chez la femme (45,20 mg).

— *L'âge* intervient différemment chez l'homme et chez la femme.

— Chez l'homme : l'étude par tranches d'âge ne montre pas de variations systématisées du taux moyen d'acide urique (tableau I) et le coefficient de corrélation âge/taux d'acide urique est voisin de 0.

— Chez la femme, par contre, le taux d'acide urique s'accroît progressivement et passe de 39 mg avant 30 ans à 50,6 mg de 50 à 59 ans. Il se stabilise alors à un niveau inférieur à celui de l'homme. La corrélation âge/taux d'acide urique est significative ($r = 0,27$) et l'étude des corrélations partielles montre que ce lien persiste indépendamment des autres facteurs.

TABLEAU I

Influence de l'âge et du sexe sur le taux d'acide urique.

Age	Acide urique en mg %			
	Hommes		Femmes	
	n	Taux moyen	n	Taux moyen
< 30 ans	71	55,63	13	39,00
30-34 »	87	57,21	32	44,81
35-39 »	104	56,83		
40-44 »	82	57,17	25	45,12
45-49 »	666	55,48		
50-54 »	128	55,98	20	50,65
55-59 »	178	55,98		
60-64 »	234	55,86		
65-70 »	96	55,45	3	49,33
> 70 »	19	51,89		

B. — ÉTUDE DES CORRÉLATIONS DE L'URICÉMIE AVEC CERTAINES DONNÉES BIOLOGIQUES ET CLINIQUES

Le tableau II met en évidence trois corrélations très significatives avec le cholestérol, les triglycérides, l'obésité.

— La corrélation acide urique/cholestérol est la moins forte des trois ($r = 0,12$; $p < 0,001$). Elle se retrouve chez l'homme pour toutes les classes d'âge étudiées (sauf de 40 à 49 ans), mais elle n'est pas retrouvée chez la femme ($r = 0,03$).

TABLEAU II

Etude des corrélations de l'uricémie avec certains caractères (1).

	Coefficient de corrélation de l'uricémie	
	Hommes	Femmes
n	1 047	83
Age	0,01	0,27 *
Cholestérol	0,12 ***	0,03
Triglycérides	0,24 ****	0,22 *
Urée	0,04	0,03
Glycémie	0,06 *	0,15
Tension artérielle systolique	0,08 *	0,17
Obésité	0,37 ****	0,26 *

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

— La corrélation acide urique/triglycérides chez l'homme est plus forte ($r = 0,24$; $p < 0,0001$). Elle est significative dans toutes les classes d'âge, mais particulièrement forte chez les sujets jeunes ($r = 0,40$ avant 30 ans, $0,37$ de 30 à 39 ans).

La corrélation acide urique/triglycérides se retrouve aussi chez la femme, à un moindre degré ($r = 0,22$; $p < 0,05$).

— La corrélation acide urique/corpulence (1) est particulièrement forte (cf. note) :

$r = 0,37$, $p < 0,0001$ chez l'homme;

$r = 0,23$, $p < 0,05$ chez la femme.

Comme pour les triglycérides, ce lien est indépendant de l'âge, mais particulièrement fort chez les sujets jeunes ($r = 0,47$ avant 30 ans, $0,46$ de 30 à 39 ans).

— Les autres corrélations étudiées sont faibles ou nulles :

— La corrélation acide urique/T. A. systolique est de $r = 0,08$. Elle est un peu plus élevée après 60 ans ($r = 0,16$).

— La corrélation acide urique/glycémie est de $r = 0,06$.

— Enfin, il n'y a pas de corrélations entre le taux d'urée et d'acide urique, sauf après 60 ans ($r = 0,13$).

TABLEAU III

Comparaison des corrélations globales et partielles de l'acide urique à indice de corpulence constant (1).

	Corrélations de l'acide urique			
	Hommes		Femmes	
	Corrélations globales	Corrélations partielles à indice de corpulence constant	Corrélations globales	Corrélations partielles à indice de corpulence constant
Cholestérol	0,13 ***	0,06 *	0,03	0,02
Triglycérides	0,30 ***	0,18 ***	0,22	0,18
Glycémie	0,05	0,05	0,15	0,10
Tension artérielle systolique..	0,09 **	0,01	0,16	0,07

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

Note. — L'indice de corpulence qui a servi aux mesures a été choisi d'après un précédent travail [24] en partant du poids maximal atteint au cours de la vie.

$$I = 100 \left(\log \frac{P}{T^2} - 1 \right).$$

— Corrélations partielles. — La corrélation avec l'obésité étant la plus forte, une étude des autres variables a été faite à indice de corpulence constant et montre (tableau III) :

- une disparition totale des liens avec la tension artérielle;
- une diminution quasi totale des liens avec la cholestérolémie;
- une persistance, mais à un degré moindre, des liens avec la triglycéridémie.

C. — URICÉMIE ET GOUTTE

Les mêmes données biologiques ont été étudiées pour le groupe des 34 gouteux de cette population. On y retrouve les liens entre acide urique, cholestérol et triglycérides : dans ce groupe dont le taux moyen d'acide urique est de $78 \text{ mg } \%$, il y a une élévation modérée de la cholestérolémie moyenne ($2,56 \text{ g } \%$), plus forte de la triglycéridémie ($2,81 \text{ g } \%$).

COMMENTAIRES

Le taux moyen d'acide urique dans la population étudiée ici est sensiblement supérieur à celui trouvé par d'autres auteurs [7, 18, 25, 26], compte tenu du fait que les valeurs moyennes obtenues par dosage colorimétrique automatique sont légèrement plus élevées que celles de méthodes colorimétriques directes et enzymatiques [18, 19, 23].

La limite supérieure des valeurs normales, habituellement admise à 60 mg , paraît ici trop basse : 34% des sujets seraient au-dessus de cette limite. Il semble d'ailleurs qu'actuellement, on tende à admettre [5, 23] une valeur limite de 70 mg . La fréquence de l'hyperuricémie dans la population paraît donc sous-estimée par WYNGAARDEN qui l'évalue à 1 à 2% pour une valeur limite de 63 mg chez l'homme, et ressort ici à $14,6 \%$ si on admet 70 mg comme limite supérieure de la normale.

A cette différence près, les résultats observés sont en accord avec la littérature sur le caractère unimodal de la distribution [16, 17], sur les valeurs significativement plus basses trouvées chez la femme [6, 7, 16, 25, 26], sur l'absence de modification du taux moyen d'acide urique avec l'âge chez l'homme, du moins après la puberté. Chez la femme, il y a au contraire un coefficient de corrélation net entre l'âge et le taux moyen d'acide urique. Il semble ici que ce phénomène soit plus continu qu'il n'est généralement admis par la plupart des auteurs qui ne trouvent d'augmentation qu'après la ménopause [16, 21, 26]. Il paraît même commencer bien avant la ménopause et se termine peu après. Ces résultats font apparaître en tout cas la nécessité, pour situer la valeur limite de l'uricémie normale, d'introduire un correctif tenant compte du sexe et de l'âge [16]. Ici interviennent probablement des facteurs hormonaux.

L'étude des corrélations montre qu'il en existe de deux sortes : les unes fortes et constamment retrouvées, avec le poids, les triglycérides, et à un moindre degré le cholestérol; les autres faibles et peut-être seulement chez les sujets âgés avec l'urée ou nulles avec la tension artérielle et la glycémie.

On peut penser que le taux d'acide urique dépend d'un certain nombre de facteurs :

1° La pléthore.

L'image du goutteux obèse est trop familière pour qu'on soit surpris des liens entre le taux d'acide urique et le poids [11, 23, 25]. Il n'a pourtant pas été possible de trouver ici, non plus que dans les études de GERTLER, de rapport direct entre l'uricémie et l'alimentation. Mais les enquêtes diététiques sont difficiles et critiquables. Cependant : 1° Des études épidémiologiques faites dans des groupes ethniques d'habitudes alimentaires différentes [7, 8] ont souligné l'importance du facteur nutritionnel dans la détermination du taux de l'uricémie. 2° Si on admet que dans une large mesure la corpulence et la lipidémie en sont le reflet, on s'explique que les corrélations de l'acide urique avec le taux de cholestérol et des triglycérides s'atténuent ici dans l'étude des corrélations partielles à poids constant.

Mais d'autres facteurs jouent leur rôle. JENSEN [13], dans un travail portant sur 67 paires de jumeaux, a montré que si la variance de l'acide urique était plus grande pour des jumeaux vivant séparés que pour ceux qui vivent dans les mêmes conditions, cette variance était d'autre part plus faible pour les jumeaux homozygotes que pour les jumeaux dizygotes. Comme la cholestérolémie, l'uricémie est sous la dépendance de facteurs génétiques.

2° Les maladies métaboliques familiales.

L'élévation du taux d'uricémie se voit en effet dans deux types de maladies héréditaires :

a) L'hyperuricémie témoin d'un trouble du métabolisme purique. Elle est retrouvée chez les 34 goutteux du présent travail, mais on sait qu'elle est beaucoup plus fréquente dans sa forme asymptomatique.

b) L'hyperuricémie associée à un trouble du métabolisme lipidique. Les résultats de cette enquête sont en accord avec ceux d'autres auteurs, tant pour le cholestérol [2, 9, 13, 20, 23] que pour les triglycérides [2, 3, 9, 10, 13, 20]. L'hyperuricémie est surtout nette dans les hyperglycémies.

Mais bien qu'il soit admis qu'hyperuricémie et hypercholestérolémie sont en rapport avec une altération génétique et se transmettent comme des caractères dominants simples, rien ne permet pourtant de dire que ces deux tares génétiques soient liées.

BERKOWITZ, dans un récent travail, pense que la corrélation acide urique/

triglycérides pourrait être sous la dépendance d'un facteur rénal en rapport direct avec le taux de triglycérides. Il ressort qu'au cours d'un régime standard riche en lipides, les taux d'acide urique et de triglycérides augmentent parallèlement, cependant que diminue l'excrétion urinaire de l'acide urique [4, 1].

3° L'insuffisance rénale.

En dehors de toute atteinte rénale spécifique, elle tient certainement une place non négligeable dans les hyperuricémies. On sait que des crises de goutte peuvent apparaître au cours des néphropathies de longue durée [22]. L'insuffisance rénale explique peut-être la corrélation trouvée entre urée et acide urique chez les sujets de plus de 60 ans.

Un travail récent a montré d'autre part [6] qu'il existait une augmentation parallèle des taux d'urée et d'acide urique chez un grand nombre d'hypertendus. Ce fait n'a pas été retrouvé ici, mais la population étudiée comporte peu d'hypertension d'origine rénale.

RÉSUMÉ ET CONCLUSIONS

Une étude du taux d'uricémie et de ses corrélations avec certains facteurs a été faite sur 2 295 sujets représentant deux groupes professionnels non triés. Les constatations suivantes tirées de l'un des deux groupes ont été trouvées très voisines dans l'autre.

1° La distribution est normale chez l'homme comme chez la femme. La valeur moyenne est respectivement de 56,34 et 45,20 mg %. Ces chiffres sont sensiblement supérieurs à ceux qui étaient généralement admis. Il paraît préférable de fixer la limite supérieure de la normale chez l'homme à 70 plutôt que 60 mg %.

2° L'uricémie n'est pas liée à l'âge chez l'homme, mais l'est chez la femme, chez qui le taux d'acide urique paraît augmenter progressivement, pour atteindre un maximum vers l'âge de la ménopause. Il reste néanmoins toujours inférieur à celui de l'homme.

3° Le taux d'acide urique est en corrélation très significative avec le degré de surcharge pondérale ($r = 0,37$), le taux des triglycérides (0,24) et du cholestérol (0,12) — en corrélation faible avec la tension artérielle (0,08), nulle ou presque avec la glycémie et le taux d'urée sanguine.

L'étude des corrélations partielles montre que l'obésité peut expliquer une partie des corrélations trouvées, mais que les liens entre cholestérolémie, triglycéridémie et uricémie ne peuvent lui être entièrement imputés.

4° Le taux d'uricémie paraît être sous la dépendance de facteurs multiples, endocriniens, alimentaires, génétiques, rénaux, dont la connaissance et le contrôle, pour certains d'entre eux, prennent tout leur intérêt du fait de la fréquence de l'hyperuricémie dans les maladies vasculaires par athérosclérose.

BIBLIOGRAPHIE

1. ADLESBERG (D.) : Newer advances in gout. *Bull. New York Acad. Med.*, 1949, 25, 651.
2. BEAUMONT (J. L.) et SCHWARTZ (D.) : Cholestérol et triglycérides sanguins dans deux groupes professionnels. *Arch. Mal. Cœur. Rev. Athér.*, 1964, 57, suppl. 3, 37.
3. BERKOWITZ (D.) : Blood lipid and uric acid interrelationships. *J. A. M. A.*, 1964, 190, 856.
4. BERKOWITZ (D.) et GLASSMAN (S.) : Effects of hypertriglyceridemia on urinary uric acid output. *Circulation*, 1965, 32, suppl. 2, 2.
5. BROCHNER-MORTENSEN (K.), COBB (S.) et ROSE (B. S.) : Report of subcommittee on criteria for the diagnosis of gout in surveys. In *The epidemiology of chronic rheumatism*, vol. 1, p. 295. KELLGREN (J. H.), JEFFREY (M. R.) et BALL (J.), Philadelphia, 1963. F. A. Davis C.
6. CANNON (P. J.), STASON (W. B.), DEMARTINI (F. E.), SOMMERS (S. B.) et LARAGH (J. H.) : Hyperuricemia in essential and renal hypertension. *Circulation*, 1965, 32, suppl. 2, 63.
7. DREYFUSS (F.), YARON (E.) et BALOGH (M.) : Blood uric acid levels in various ethnic groups in Israël. *Am. J. Med. Sci.*, 1964, 247, 88.
8. DUNN (J. P.), BROOKS (G. W.), MAUSNER (J.), RODMAN (G. P.) et COBB (S.) : Social class gradient of serum uric acid levels in males. *J. A. M. A.*, 1963, 185, 431.
9. DUNN (J. P.) et MOSES (C.) : Correlations of serum lipids with uric acid and blood sugar in normal males. *Metabolism*, 1965, 14, 788.
10. FELDMAN (E. B.) et WALLACE (S. L.) : Hypertriglyceridemia in gout. *Circulation*, 1964, 29, 508.
11. GERTLER (M. M.), GARN (S. M.) et LEVINE (S. A.) : Serum uric acid in relation to age and physics in health and in coronary heart disease. *Ann. Int. Med.*, 1951, 34, 1421.
12. GERTLER (M. M.), WHITE (P. D.), CADY (L. D.) et WHITER (H. H.) : Coronary heart disease. A prospective study. *Am. J. Med. Sci.*, 1964, 248, 377.
13. JENSEN (J.), BLANKENHORN (D. H.), CHIN (H. P.), STURGEON (P.) et WARE (A. G.) : Serum lipids and serum uric acid in human twins. *J. Lipid Res.*, 1965, 6, 193.
14. JOUVE (A.), BOURDE (C.) et BERNARD (P.) : Recherches sur le métabolisme de l'acide urique dans l'athérosclérose des artères des membres inférieurs et des artères coronaires. *IV^e Congrès Européen d'Angéiologie*, Prague, 1961.
15. JOUVE (A.), DELAHOUSSE (J.) et AUBERT (M.) : Les facteurs associés chez les sujets souffrant d'ischémie cardiaque (angor d'effort ou infarctus) dans les 3^e et 4^e décennies. *Rev. Athéroscl.*, 1960, 3, 194.
16. MIKKELSEN (W. M.), DODGE (H. J.) et WALKENBURGH (H. A.) : The distribution of serum uric acid values in a population unselected as to gout or hyperuricemia. *Am. J. Med.*, 1965, 39, 242.
17. NEEL (J. V.), RAKIG (M. T.), DAVIDSON (R. T.), WALKENBURGH (H. A.) et MIKKELSEN (W. M.) : Studies on hyperuricemia. II. A reconsideration of the distribution of serum uric acid values in the family of SMYTH, COTTERMAN and FREYBERG. *Am. J. Human Genetics*, 1965, 17, 14.
18. O'SULLIVAN (J. B.), FRANCIS (J.) et KANTOR (N.) : Comparison of a colorimetric (automated) with an enzymatic (manual) uric acid procedures. *Clin. Chem.*, 1965, 11, 427.
19. PAOLAGGI (F.), RYCKWAERT (A.), KAHN (M. F.), RINGENT (R.) et LAZAR (P.) : Valeur comparée de la méthode colorimétrique de Folin et de la méthode enzymatique de Praetorius pour le dosage de l'uricémie et de l'uraturie. *Path. et Biol.*, 1964, 12, 589.

20. PARSONS (W. B.) et MADISON Jr : Serum uric acid levels in hypercholesterolemic individuals with and without hypertriglyceridemia. *Circulation*, 1965, 32, suppl. 2, 26.
21. RAKIG (M. T.), WALKENBURGH (H. A.), DAVIDSON (R. T.), ENGELS (J. P.), MIKKELSEN (W. M.), NEEL (J. V.) et DUFF (I. F.) : Observations on the natural history of hyperuricemia and gout. I. An eighteen year follow up of nineteen gouty families. *Am. J. Med.*, 1964, 37, 862.
22. RICHEL (G.), MIGNON (F.) et ARDAILLOU (R.) : Goutte secondaire des néphropathies chroniques. *Presse méd.*, 1965, 73, 633.
23. RYCKWAERT (A.), DRY (J.), PAOLAGGI (F.) et LELLOUCH (J.) : Taux de l'uricémie dans la population générale. Quelques corrélations de l'uricémie. *Rev. franç. Et. Clin. Biol.*, 1966, 11, 72.
24. SCHWARTZ (D.), LELLOUCH (J.), ANGUERA (G.), BEAUMONT (J. L.) et LENÈGRE (J.) : Tobacco and other factors in the etiology of ischaemic heart diseases in man. Results of a prospective survey. *J. Chron. Dis.*, 1966, 19, 35.
25. SÈZE (S. DE) et RYCKWAERT (A.) : *La goutte*, 1 vol. Expansion scient. franç., édit., 1960.
26. WYNGAARDEN (J. B.) : Gout. In *Metabolic bases of inherited disease*. STANBURY (J. B.), WYNGAARDEN (J. B.) et FREDERICKSON (D. S.), 1 vol. Mac Graw Hill, édit., New-York, 1960.

CHAPITRE VII

LA GLYCÉMIE (NOTE PRÉLIMINAIRE)

E. ESCHWEGE (1)

(avec la collaboration technique de E. PATOIS).

Cette enquête, destinée à étudier les caractéristiques et les rapports des principaux facteurs réputés athérogènes, a pris en compte la mesure de la glycémie. Il ne s'agit ici que de la présentation des premiers résultats la concernant : distribution des valeurs, globalement, et selon l'âge des sujets.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

L'étude concerne les deux populations décrites plus haut. Parmi les 1 065 employés et les 777 égoutiers, hommes nés en France métropolitaine, 1 001 et 760 ont été retenus; ont été éliminés ceux qui prenaient un traitement ou suivaient un régime pour le diabète, et ceux pour lesquels le dosage n'a pas été fait, pour des raisons fortuites.

La glycémie a été mesurée sur le prélèvement veineux pratiqué le matin — à jeun chez tous les égoutiers —, sans précaution diététique chez les employés. Le dosage a été effectué sur le plasma, par la méthode de Hoffmann adaptée à l'appareil Auto-Analyzer Technicon [1, 3].

RÉSULTATS

DISTRIBUTION DE LA GLYCÉMIE

La répartition des valeurs observées pour les deux populations, en mg pour 100 ml, est donnée au tableau I et à la figure 1. La population « employés » a une moyenne de 100,5 avec un écart-type de 21,1; celle des égoutiers, une moyenne de 99,5 avec 13,7 comme écart-type. La distribution pour les deux populations est unimodale, avec le léger étalement attendu vers les grandes valeurs.

(1) Chargée de Recherche à l'I. N. S. E. R. M.

TABLEAU I
Distribution de la glycémie.

mg %	Employés	Egoutiers
< 60	4	2
60-69	3	3
70-79	46	19
80-89	183	116
90-99	265	217
100-109	290	265
110-119	118	90
120-129	40	34
130-139	22	7
140-149	4	3
150-159	6	1
160-169	3	2
170-179	4	0
180-189	1	0
190-199	5	1
≥ 200	7	0
Total	1 001	760

DISTRIBUTION DE LA GLYCEMIE

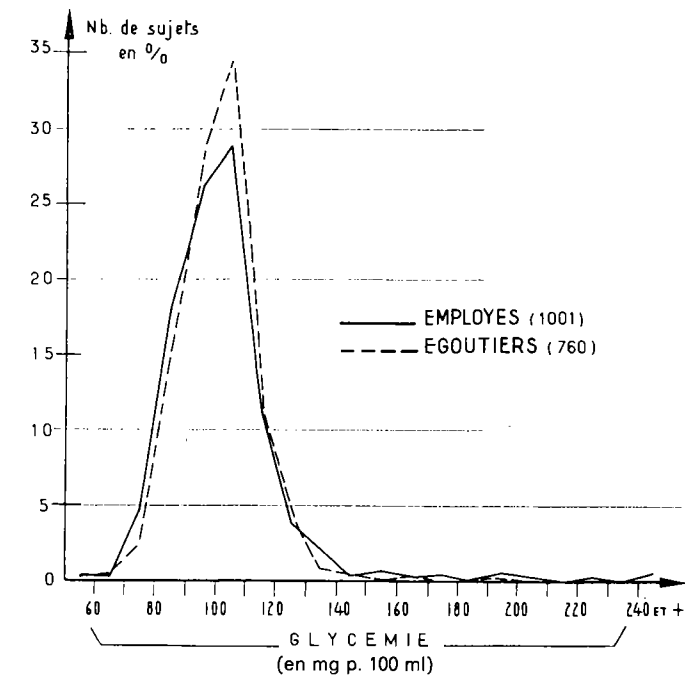


Fig. 1.

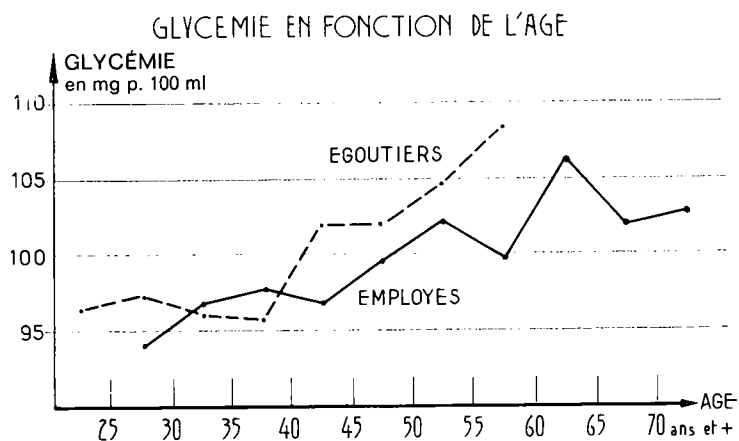


FIG. 2.

TABLEAU II
Etude de la glycémie.

(1) Age des sujets	(2) Effectif (n)	(3) Moyenne (m)	(4) Ecart-type (dispersion de la distribution) (σ)
1° Employés.			
< 30 ans	70	93,91	10,68
30-35 »	86	96,71	14,80
35-40 »	99	97,61	16,82
40-45 »	76	96,67	14,49
45-50 »	62	99,55	20,49
50-55 »	123	102,13	17,75
55-60 »	166	99,64	18,19
60-65 »	216	106,20	30,63
65-70 »	86	101,94	18,87
≥ 70 »	17	102,71	25,63
2° Egoutiers.			
< 25 ans	13	96,46	12,12
25-30 »	58	97,26	11,53
30-35 »	117	96,04	13,67
35-40 »	193	95,70	12,24
40-45 »	169	101,89	14,39
45-50 »	95	101,94	14,73
50-55 »	87	104,64	11,04
≥ 55 »	28	108,29	16,20

VARIATIONS AVEC L'ÂGE

A l'intérieur de chacune des deux populations, la valeur de la glycémie croît de manière significative avec l'âge du sujet ($p < 0,001$) ainsi qu'il apparaît sur la figure 2 et le tableau II. L'étude de la distribution des glycémies pour différentes tranches d'âge semble montrer, en dehors d'une augmentation progressive des moyennes, l'apparition de quelques valeurs nettement plus élevées à partir des tranches d'âge supérieures ou égales à 40 ans (tableau III, fig. 3 A et B). L'étalement de la distribution globale de la glycémie semble provenir des valeurs atteintes aux âges élevés, ce que montre également la croissance de la dispersion (tableau II, colonne 4).

TABLEAU III
Distribution de la glycémie par âge.

Glycémie	Employés					Egoutiers			
	<30	30-39	40-49	50-59	≥60	<30	30-39	40-49	≥50
	%	%	%	%	%	%	%	%	%
< 90	22 31,4	59 31,9	30 21,6	64 22,3	61 19,2	20 28,1	78 25,2	36 13,6	6 5,1
90-109	42 60,0	97 52,4	85 61,7	161 55,6	170 53,3	42 59,2	196 63,2	169 64,1	75 65,2
110-129	6 8,6	22 11,9	18 13,1	46 16,0	66 20,7	9 12,7	36 11,6	49 18,5	30 26,1
≥ 130	—	7 3,8	5 3,6	18 6,1	22 6,8	—	—	10 3,8	4 3,6
Total	70	185	138	289	319	71	310	264	115

DISCUSSION

Ces résultats proviennent de l'examen professionnel systématique de sujets actifs et non malades; les sujets traités pour diabète ont en particulier été éliminés. Certains chiffres dépassent les valeurs limites habituellement admises, mais leur élimination *a posteriori* n'aurait pas été logique puisqu'il s'agit de populations qui se définissent elles-mêmes au départ comme « bien portantes ». Il paraît cependant bien certain que, pour quelques sujets (5 % chez les « employés », 2 % chez les égoutiers, si l'on prend la limite 130 mg % préconisée par l'O. M. S. [7], l'état latent du diabète est déjà dépassé et qu'une exploration clinique et biologique plus complète l'aurait confirmé. Une remarque semblable peut d'ailleurs être faite à propos de quelques valeurs très basses.

Les phénomènes observés à l'intérieur de chacune des deux populations sont identiques, mais leur comparaison ne paraît pas utile étant donné le caractère très différent de celles-ci, qui se traduit sur le plan de l'enquête par des valeurs dissemblables de multiples critères qui peuvent jouer sur la glycémie (par exemple :

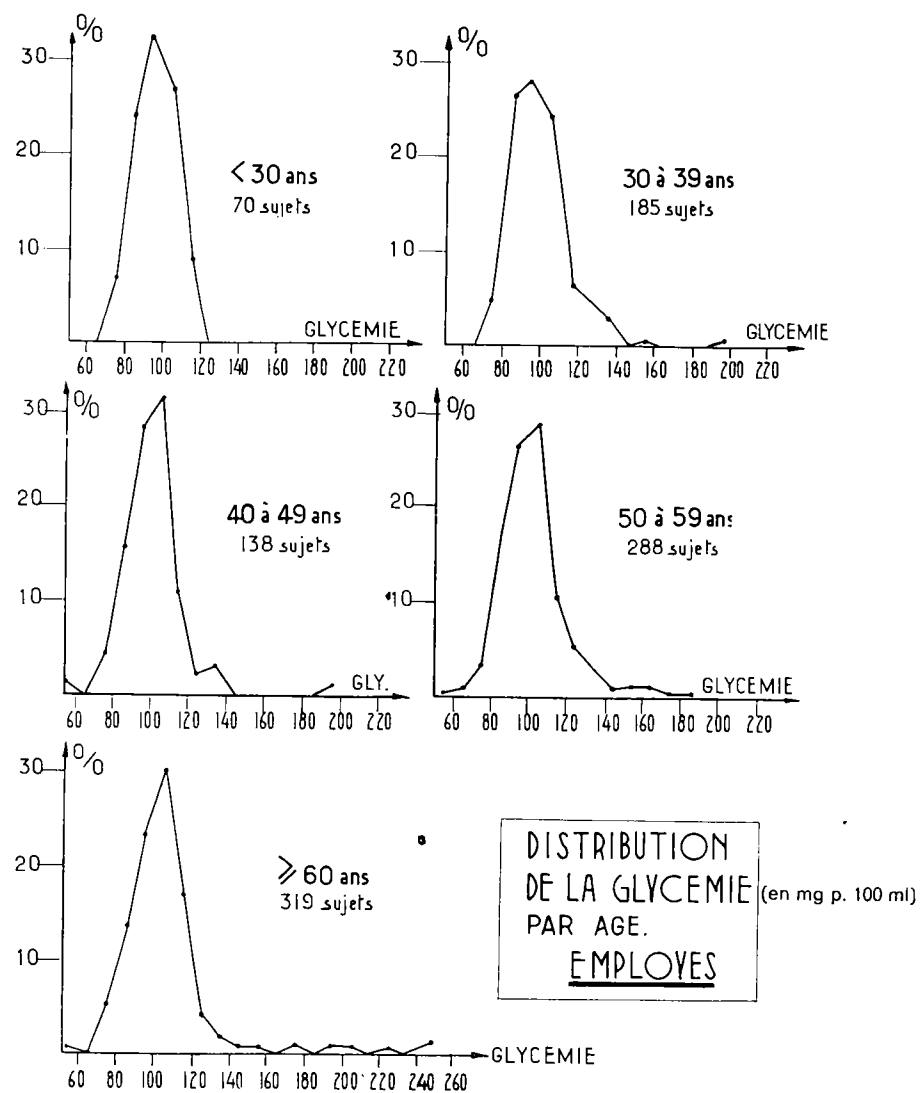


FIG. 3 A.

DISTRIBUTION DE LA GLYCEMIE PAR AGE - EGOUTIERS

(en mg p. 100 ml)

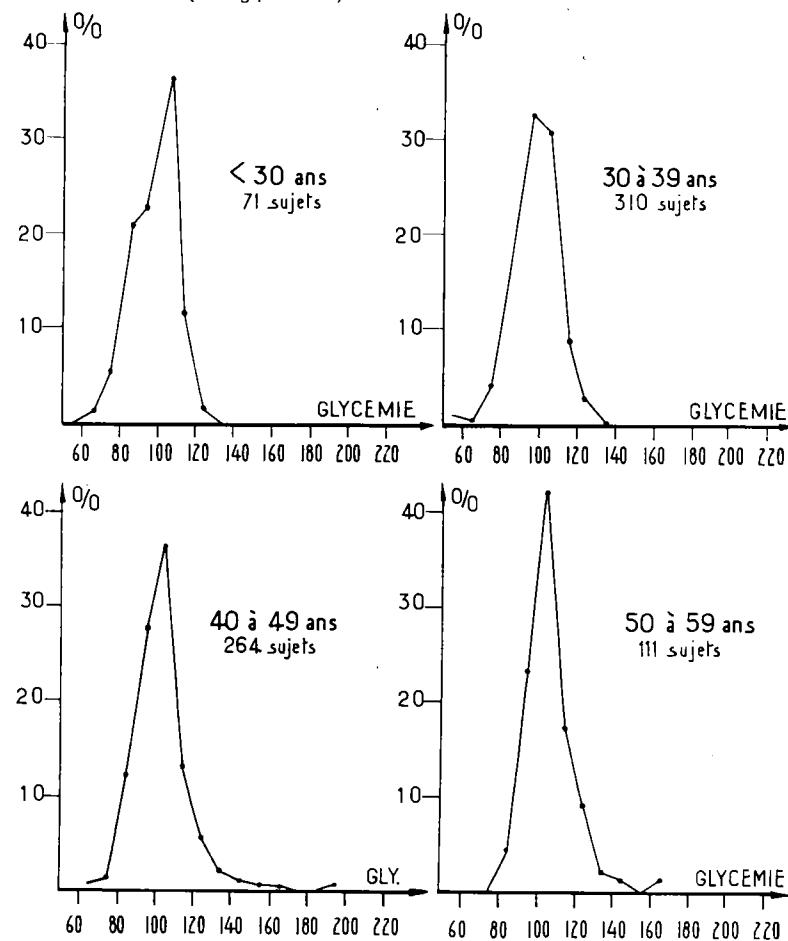


FIG. 3 B.

indice d'obésité, âge, consommation tabac, tension artérielle...). Il est en outre nécessaire de considérer avec prudence les valeurs trouvées chez les employés, les sujets n'étant en principe pas à jeun; aucune systématisation n'est possible ni pour le temps écoulé, au moment de la prise de sang, depuis le dernier repas, ni pour la nature ou la quantité d'aliments ingérés au cours de celui-ci.

Les données présentées sont tout à fait en accord avec celles déjà publiées, en particulier la relation avec l'âge [2, 4 à 8]; il apparaît bien que le niveau moyen de la glycémie s'élève avec celui-ci. Les valeurs croissantes et très différentes de la dispersion, observées chez les employés, sont peut-être dues aux conditions diététiques variables de l'examen, et en particulier, il est possible, pour les sujets les plus vieux, qu'elles représentent en fait la diminution de la tolérance aux hydrates de carbone.

RÉSUMÉ ET CONCLUSIONS

Les premières données concernant la glycémie mesurée systématiquement dans deux groupes professionnels sont présentées :

— sa distribution unimodale, dans deux populations actives, non malades, est définie par une moyenne et un écart-type de 100,5 et 21,1 chez les employés, de 99,5 et 13,7 chez les égoutiers ;

— sa variation en fonction de l'âge : elle croît de manière significative avec celui-ci ($p < 0,001$).

Ces résultats sont en accord avec ceux déjà publiés; ils seront complétés ultérieurement par l'étude de la liaison avec d'autres facteurs.

BIBLIOGRAPHIE

1. HOFFMANN (W. S.) : A rapid photoelectric method for the determination of glucose in blood and urine. *J. Biol. Chem.*, 1937, 120, 51.
2. JORDE (R.) : The diabetes survey in Bergen, Norway, 1956.
3. METHODOLOGIE TECHNICON AUTOANALYZER « N » 2 a, 2^e édit., déc. 1963.
4. MOSENTHAL (M. O.) et BARRY (E.) : Criteria for and interpretation of normal glucose tolerance test. *Ann. Int. Med.*, 1950, 33, 1175-1194.
5. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS : *Glucose tolerance of adults*. Series 11, n° 2. Public Health Service. Washington U. S. Government Printing Office, sept. 1966.
6. NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS : *Blood glucose levels in adults. United States 1960-1962*. Vital and Health Statistics, Public Health Service Pub., n° 1000. Series 11, n° 18, Public Health Service. Washington U. S. Government Printing Office, sept. 1966.
7. ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ : *Le diabète sucré*. Série de rapports techniques, 1965, n° 310.
8. PORTER (E.) et LANGLEY (G. J.) : Studies in blood sugar. *Lancet*, 1926, 2, 1947.

CHAPITRE VIII

CORRÉLATIONS ENTRE L'USAGE DU TABAC ET QUELQUES CARACTÉRISTIQUES CLINIQUES ET BIOLOGIQUES

J. LELLOUCH (1), G. ANGUERA (2) et D. SCHWARTZ (3)

(avec la collaboration technique de M^{me} TRAN).

Dans le cadre de l'étude épidémiologique à long terme, menée par le G. R. E. A., le présent travail a pour but la recherche de corrélations éventuelles entre l'usage du tabac et différents facteurs réputés athérogènes ou non. Certaines de ces corrélations ont été maintes fois considérées par de précédents auteurs; d'autres, au contraire, n'ont été que peu ou pas étudiées.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Les deux populations visées par l'enquête ont été décrites plus haut; nos résultats concernent 1 065 employés et 777 égoutiers, tous nés en France métropolitaine.

Nous rappelons qu'en ce qui concerne *le tabac*, un interrogatoire détaillé a permis, pour chaque sujet, de le classer en fumeur ou non-fumeur, et s'il est fumeur de préciser ses habitudes depuis l'époque où il a commencé à fumer, avec les éventuelles modifications.

Nous n'avons considéré que les cinq années précédant l'interrogatoire et étudié les principaux aspects suivants :

a) *Mode de consommation*. — Nous avons distingué trois catégories de fumeurs : les fumeurs de cigarette seule, de pipe seule et les fumeurs mixtes (on a négligé l'usage du cigare, absolument infime dans les deux populations).

Un sujet est considéré comme fumeur de cigarette ou de pipe s'il a fumé au moins une cigarette ou un gramme de tabac par jour en moyenne pendant l'époque de référence. Les autres sujets sont non-fumeurs.

(1) Maître de Recherche à l'I. N. S. E. R. M.

(2) Groupe d'Etudes sur la Fumée de Tabac.

(3) Unité de Recherches Statistiques de l'I. N. S. E. R. M.

b) *Niveau de consommation.* — C'est la quantité moyenne fumée par jour exprimée, pour les fumeurs de cigarette seule en nombre de cigarettes, pour les fumeurs de pipe seule ou les fumeurs mixtes en nombre équivalent de cigarettes par jour sur la base 1 g pipe = 1 cigarette.

On a examiné, en outre, si les sujets avaient ou non l'habitude d'*inhaler* la fumée, s'ils s'étaient *arrêtés* de fumer et si oui, à quel âge.

Les autres données suivantes ont été notées : poids et taille conduisant à l'indice de corpulence $100 \left(\log \frac{P}{T^2} - 1 \right)$, tension artérielle, taux du cholestérol, des triglycérides, du sucre, de l'acide urique et de l'urée.

RÉSULTATS

1° Le tableau I décrit la consommation de tabac pour les deux populations. On voit que celle des égoutiers est supérieure à celle des employés. Ceci est dû vraisemblablement au fait que la majeure partie de ces derniers sont des chauffeurs, dont les conditions de travail limitent la consommation. Nous avons d'ailleurs pu vérifier que la consommation des non-chauffeurs est très significativement supérieure à celle des chauffeurs.

TABLEAU I

Consommation de tabac des 2 populations.

Age	Employés				Egoutiers			
	Nombre de sujets	Pourcentage de fumeurs	Quantité totale fumée par les fumeurs	Pourcentage de fumeurs qui inhalent	Nombre de sujets	Pourcentage de fumeurs	Quantité totale fumée par les fumeurs	Pourcentage de fumeurs qui inhalent
— de 30 ans ..	71	66	14,9	73	71	75	18,3	70
30-39 ans	191	71	17,1	71	317	83	17,3	71
40-49 ans	148	74	15,0	57	271	79	16,8	59
50-59 ans	306	69	15,8	43	118	69	17,3	40
60 ans et + ..	349	52	13,3	37	—	—	—	—

2° *Corrélations.* — Nous avons étudié l'association entre : a) le fait d'être fumeur; b) l'inhalation de la fumée; c) la quantité totale fumée et les critères suivants : indice de corpulence, tension artérielle, dosages biologiques, en comparant les moyennes de ces critères pour les non-fumeurs et les fumeurs, les fumeurs qui inhalent et ceux qui n'inhalent pas; en calculant leur corrélation avec la quantité totale fumée par les fumeurs. Les résultats sont donnés âge par âge; on a

TABLEAU II

Relation entre l'usage du tabac et l'indice de corpulence (I.C.) (1).
(Employés.)

Age	IC moyen des non-fumeurs (NF) et des fumeurs (F)	IC moyen des fumeurs qui n'inhalent pas la fumée (NI) et de ceux qui l'inhalent (I)	Corrélation entre l'indice de corpulence et la quantité fumée par les fumeurs
— de 30 ans.	NF (24) 39,9 F (47) 38,6	NI (13) 40,3 I (34) 38,0	(47) 0,32 *
30-39 ans.	NF (55) 42,0 F (136) 40,2 *	NI (41) 42,2 I (95) 39,3 **	(136) —0,04
40-49 ans.	NF (39) 42,5 F (108) 40,5	NI (47) 42,2 I (61) 39,2 **	(108) —0,25 **
50-59 ans.	NF (94) 43,1 F (212) 41,8	NI (123) 42,8 I (89) 40,6 **	(212) —0,01
60 ans et +.	NF (120) 41,4 F (228) 41,5	NI (147) 42,4 I (79) 39,8 **	(228) —0,06
Total (âge contrôlé).	*	***	*

(1) Les chiffres entre parenthèses sont les effectifs.
Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05, 0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

dans les différents tableaux également indiqué la signification statistique calculée à partir de l'ensemble des sujets, mais en contrôlant l'âge.

Les résultats obtenus sur les deux populations étant très voisins, nous ne donnerons dans la suite de façon détaillée que ceux concernant la population des employés. Nous indiquerons au passage les différences éventuelles et les résultats importants observés sur la population des égoutiers.

RELATION AVEC LA FORME DU CORPS

Le tableau II montre que l'usage du tabac est lié négativement à l'indice de corpulence : les non-fumeurs sont plus corpulents que les fumeurs et, chez ces derniers, les sujets qui n'inhalent pas la fumée ont un indice de corpulence nettement supérieur à celui de ceux qui inhalent. L'examen des chiffres montre de plus que l'indice de corpulence est le même, que les sujets soient non fumeurs ou qu'ils fument sans inhaler la fumée.

Cette relation négative est un peu moins nette en ce qui concerne la quantité totale fumée par les fumeurs : pour les sujets de moins de 30 ans, la corrélation est même positive. Cependant, pour la population des égoutiers, la corrélation est négative quelle que soit la tranche d'âge considérée.

RELATION AVEC LA TENSION ARTÉRIELLE

Compte tenu de l'âge, il ne semble exister aucune relation entre la consommation de tabac et la tension artérielle tant systolique que diastolique [voir 9].

RELATION AVEC LES DOSAGES BIOLOGIQUES

a) On n'a pas trouvé de relation entre l'usage du tabac et les dosages suivants : taux de *cholestérol*, taux des *triglycérides*, *glycémie*.

Les résultats concernant le cholestérol sont donnés dans le tableau III. On

TABLEAU III

Relation entre l'usage du tabac et le taux de cholestérol (C) (1).
(Employés.)

Age	C moyen en mg/100 ml des non-fumeurs (NF) et des fumeurs (F)	C moyen en mg/100 ml des fumeurs qui n'inhalent pas la fumée (NI) et de ceux qui l'inhalent (I)	Corrélations entre le taux de cholestérol et la quantité fumée par les fumeurs
— de 30 ans.	NF (24) 191 F (46) 200	NI (12) 196 I (34) 202	(46) —0,14
30-39 ans.	NF (52) 221 F (133) 221	NI (40) 228 I (93) 219	(133) 0,08
40-49 ans.	NF (39) 233 F (108) 238	NI (47) 233 I (61) 242	(108) 0,11
50-59 ans.	NF (91) 239 F (210) 235	NI (123) 241 I (87) 226 *	(210) 0,01
60 ans et +.	NF (117) 240 F (226) 232	NI (146) 231 I (78) 233	(226) —0,05
Total (âge contrôlé).			

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

note bien une différence significative en ce qui concerne l'inhalation dans la tranche d'âge 50-59 ans. Mais cette association, tout à fait isolée (en particulier on ne la retrouve pas dans la population des égoutiers), est vraisemblablement fortuite.

b) Le taux moyen de l'urée des fumeurs est plus bas que celui des non-fumeurs : la différence n'est importante pour les employés que dans la tranche d'âge supérieure, mais elle se retrouve à d'autres âges pour la deuxième population (tableau IV).

TABLEAU IV

Moyenne des taux d'urée (en cg/l) des non-fumeurs (NF) et des fumeurs (F) dans les deux populations (1).

Age	Employés	Egoutiers
— de 30 ans.	NF (24) 34,4 F (46) 35,1	NF (18) 33,3 F (53) 31,7
30-39 ans.	NF (53) 34,8 F (134) 33,5	NF (53) 31,6 F (261) 30,4
40-49 ans.	NF (39) 35,4 F (108) 34,6	NF (56) 35,2 F (213) 30,5 ***
50-59 ans.	NF (91) 36,3 F (210) 34,7	NF (36) 35,0 F (80) 31,8
60 ans et +.	NF (119) 38,7 F (227) 35,9 **	—
Total (âge contrôlé).	**	***

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,001$ et au-dessous.

La relation entre le taux d'urée et le fait d'inhaler semble également négative, mais elle n'atteint nulle part le seuil de signification.

On n'a pas observé de corrélation avec la quantité fumée.

c) L'uricémie est significativement plus élevée chez les non-fumeurs que chez les fumeurs; parmi ces derniers, ceux qui inhalent la fumée ont un taux plus bas que les autres. On remarque d'ailleurs que les taux moyens sont identiques, que les sujets soient non-fumeurs ou qu'ils fument sans inhaler la fumée (tableau V).

Il n'y a par contre aucune corrélation avec la quantité fumée.

L'uricémie étant très fortement liée à l'indice de corpulence ($r = 0,37$), il est nécessaire de tenir compte de la forme du corps, pour essayer d'interpréter ses relations avec le tabac.

TABLEAU V

Moyenne des taux d'acide urique (en mg/l)
des non-fumeurs (NF) et des fumeurs (F);
des fumeurs qui n'inhalent pas la fumée (NI) et ceux qui l'inhalent (I) (1).
(Employés.)

Age	Non-fumeurs (NF). Fumeurs (F)	Fumeurs qui n'inhalent pas (NI). Fumeurs qui inhalent (I)
— de 30 ans.	NF (24) 54,8 F (46) 56,1	NI (12) 57,7 I (34) 55,5
30-39 ans.	NF (52) 59,4 F (133) 56,1	NI (40) 59,6 I (93) 54,6 *
40-49 ans.	NF (39) 57,4 F (108) 56,2	NI (47) 58,6 I (61) 54,4
50-59 ans.	NF (91) 57,7 F (210) 55,2	NI (123) 56,8 I (87) 53,0 *
60 ans et +.	NF (118) 57,0 F (226) 56,0	NI (146) 57,2 I (78) 53,7 *
Total (âge contrôlé).	*	***

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,001$ et au-dessous.

Le tableau VI montre que les sujets qui inhalent continuent à avoir à âge égal et à corpulence égale, un taux d'acide urique significativement inférieur aux autres sujets.

TABLEAU VI

Comparaison à âge égal et à indice de corpulence égal des taux moyens d'acide urique (en mg/l) des sujets qui inhalent la fumée (I) et de ceux qui n'inhalent pas (NI + NF) (1). (Employés.)

Age ...	—30			30-39			40-49			50-59			60 +			Total âge et IC contrôlés)
	— 36	36-44	44 +	— 36	36-44	44 +	— 36	36-44	44 +	— 36	36-44	44 +	— 36	36-44	44 +	
I.	52,6	55,2	65,0	48,5	54,8	63,1	49,1	54,0	61,8	45,8	51,3	60,0	53,1	53,1	55,9	**
NI + NF.	52,1	53,8	63,7	51,9	57,5	65,7	49,4	57,9	61,9	49,0	56,1 *	60,7	49,5	56,3	61,4	

(1) Les significations sont notées, *, ** ou *** selon que $p = 0,05$, $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

DISCUSSION

Une revue détaillée de la littérature concernant les relations entre la consommation de tabac d'une part, la forme du corps, la tension artérielle et la cholestérolémie d'autre part a été présentée en [10].

L'absence d'association entre la consommation de tabac et la tension artérielle que nous avons notée avait été observée dans la plupart des études antérieures [3, 5, 10, 11]. KARVONEN et al. [7] et BLACKBURN et al. [2] ont par contre trouvé une faible liaison négative entre ces deux critères.

En ce qui concerne la cholestérolémie, un certain nombre d'enquêtes avait mis en évidence une association positive avec le tabac pour les sujets jeunes [5, 12]. Nos résultats actuels ne montrent aucune association, dans aucune des deux populations étudiées; ceci est conforme aux observations de [1, 2, 3, 7, 8, 10].

Pour ce qui est de la forme du corps, les résultats de la littérature sont également contradictoires : l'association est nulle pour [3, 11], négative chez [2, 4, 7, 10], positive enfin pour [12].

Les résultats de la présente enquête sont particulièrement nets, surtout en ce qui concerne le fait d'inhaler la fumée : les sujets qui inhalent ont un indice moyen de corpulence nettement inférieur aux autres sujets, que ceux-ci ne fument pas ou qu'ils fument sans inhaler; ceci étant également vrai dans les deux populations étudiées.

Ce fait recoupe la notion clinique classique, à savoir l'augmentation de poids des fumeurs qui arrêtent de consommer du tabac; nous avons pu nous-mêmes vérifier, dans la présente enquête, que les sujets qui fument au moment de l'interrogatoire étaient significativement moins corpulents que ceux qui avaient cessé l'usage du tabac depuis moins de 5 ans (indices de corpulence moyens : 40,8 contre 42,5; $p < 0,05$).

Les relations entre la consommation de tabac et les taux sanguins de triglycérides, acide urique, glycémie, urée paraissent avoir été peu étudiées : les liaisons avec la triglycéridémie et la glycémie sont nulles.

Par contre, on a trouvé une relation négative entre le fait de fumer et le taux d'urée, et entre le fait d'inhaler et l'uricémie dans les deux populations. Ces associations sont à rapprocher des résultats expérimentaux de ELSON et PASSEY [6] qui, exposant des rats à la fumée de cigarettes ou à la nicotine vaporisée, notent une excrétion augmentée d'urée, ce qui traduirait une modification du métabolisme des protéines.

Il est enfin intéressant de noter que la corpulence et l'uricémie, comme la maladie par athérosclérose coronarienne, dans laquelle elles jouent toutes les deux très vraisemblablement un rôle, sont essentiellement liées à l'inhalation.

RÉSUMÉ

L'usage du tabac a été mis en relation dans deux groupes professionnels (de 1 065 et 777 sujets) avec un certain nombre de critères cliniques et biologiques.

On n'a trouvé aucune corrélation avec la tension artérielle, la triglycéridémie, la glycémie et la cholestérolémie, même chez les sujets jeunes.

Par contre, les sujets qui fument ont un taux d'urée sanguine plus bas que ceux qui ne fument pas; ceux qui inhalent la fumée ont un taux d'acide urique et une corpulence moins importants que ceux qui n'inhalent pas.

BIBLIOGRAPHIE

1. ACHESON (R. M.) et JESSOP (W. J.) : Tobacco smoking and serum lipids in old men. *Brit. Med. J.*, 1961, 2, 1108.
2. BLACKBURN (H.), BROZEK (J.), TAYLOR (H. L.) et KEYS (A.) : Comparison of cardiovascular and related characteristics in habitual smokers and non-smokers. *Ann. N. Y. Acad. Sci.*, 1960, 90, 277.
3. BRONTE-STEWART (B.) : Cigarette smoking and ischaemic heart disease. *Brit. Med. J.*, 1961, 1, 379.
4. DAMON (A.) : Constitution and smoking. *Science*, 1961, 134, 3475.
5. DAWBER (T. R.), KANNEL (W. B.), REVOTSKIE (N.), STOKES (J.), KAGAN (A.) et GORDON (T.) : Some factors associated with the development of coronary heart disease. *Amer. J. Publ. Health*, 1959, 49, 1349.
6. ELSON (L. A.) et PASSEY (R. D.) : Biochemical effects of tobacco smoke and nicotine inhalation. *Act. Un. Int. contre Cancer*, 1963, XIX, 715.
7. KARVONEN (M.), ORMA (E.), KEYS (A.), FIDANZA (F.) et BROZEK (J.) : Cigarette smoking serum cholesterol, blood-pressure and body fatness, observations in Finland. *Lancet*, 1959, 1, 492.
8. KONTTINEN (A.) : Cigarette smoking and serum lipids in young men. *Brit. Med. J.*, 1962, 1, 1115.
9. LELLOUCH (J.) et BEAUMONT (J. L.) : Enquête épidémiologique sur les facteurs de l'athérosclérose. Chap. III : La tension artérielle : distribution et corrélations dans un groupe professionnel.
10. SCHWARTZ (D.), LELLOUCH (J.), ANGUERA (G.), BEAUMONT (J. L.) et LENÈGRE (J.) : Tobacco and other factors in the etiology of ischemic heart disease in man. *J. Chron. Dis.*, 1966, 19, 35.
11. SPAIN (D. M.) et NATHAN (D. J.) : Smoking habits and coronary atherosclerotic heart disease. *J. Amer. Med. Ass.*, 1961, 177, 683.
12. THOMAS (B. C.) : Characteristics of smokers compared with non-smokers in a population of healthy young adults, including observations on family history, blood pressure, heart rate, body weight, cholesterol and certain psychologic traits. *Ann. Intern. Med.*, 1960, 53, 697.

CHAPITRE IX

L'ÉLECTROCARDIOGRAMME
DANS UNE POPULATION A HAUT RISQUE
(PREMIERS RÉSULTATS)

J. GELIN (1), I. ELGRISHI (2), P. DUCIMETIÈRE (3) et J. L. RICHARD (4)

L'électrocardiogramme représente, on le sait, un examen précieux pour le diagnostic de la maladie par athérosclérose coronaire, soit qu'il vienne confirmer un diagnostic clinique déjà probable, soit qu'il montre chez des sujets asymptomatiques des anomalies fortement suggestives (signes de « nécrose myocardique », troubles de la repolarisation ventriculaire du type « ischémique » apparaissant sur les tracés au repos ou après effort).

Cependant, l'existence de certaines anomalies moins significatives révèle un risque plus élevé de la maladie ainsi que l'ont prouvé des études prospectives, ces anomalies pouvant représenter les stades tout à fait initiaux de l'insuffisance coronarienne.

D'autre part, des facteurs de risque importants ont été mis en valeur [3, 4, 5, 6], facteurs cliniques comme l'hypertension artérielle ou l'obésité, biologiques comme l'hypercholestérolémie.

Le présent travail, préliminaire, se propose d'étudier les anomalies électrocardiographiques découvertes au sein d'une population à haut risque, mais cliniquement indemne de maladies par athérosclérose.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

La population de sexe masculin ayant subi l'examen cardio-vasculaire comporte 717 sujets en activité professionnelle (cf. chapitre II : *Matériel et méthodes*). L'examen clinique a montré que 22 d'entre eux étaient atteints d'une angine de poitrine dite « certaine » ou d'une artériopathie des membres inférieurs. Ces sujets sont exclus des résultats présentés dans ce travail; la population étudiée est formée

(1) Médecin-Assistant des Hôpitaux de Paris, boursier d'enquête à l'I. N. S. E. R. M.

(2) Docteur en Médecine, boursier d'enquête à l'I. N. S. E. R. M.

(3) Chargé de Recherche à l'I. N. S. E. R. M.

(4) Chef de la Section « Cardiologie ». I. N. S. E. R. M.

de 695 sujets répartis en 11 groupes (certains sujets pouvant appartenir à plusieurs groupes). Ces groupes, complètement définis dans le chapitre II : *Matériel et méthodes*, recevront les dénominations suivantes :

- | | |
|---------------------------------|-------------------------------|
| N° 1 : Triglycérides élevés. | N° 7 : Tabac. |
| N° 2 : Glucose élevé. | N° 8 : Cholestérol moyen. |
| N° 3 : Acide urique élevé. | N° 9 : Cholestérol bas. |
| N° 4 : Urée élevée. | N° 10 : Cholestérol haut. |
| N° 5 : Obésité. | N° 11 : Sujets tirés au sort. |
| N° 6 : Hypertension artérielle. | |

A chacun des groupes n° 1 à 10 correspond un groupe témoin, formé des sujets tirés au sort dans la population générale (donc appartenant au groupe n° 11) et ne vérifiant pas le critère de définition du groupe considéré.

RÉSULTATS

A. — FRÉQUENCE DES CONCLUSIONS « ÉLECTROCARDIOGRAMME NORMAL » DANS LES DIVERS GROUPES

Les fréquences des électrocardiogrammes classés « normal », « limite de la normale », « anormal » dans les différents groupes de sujets font l'objet du tableau I. Il faut remarquer la fréquence élevée d'électrocardiogrammes anormaux dans certains groupes, c'est en particulier net pour les groupes « hypertension », « glucose élevé », « acide urique élevé ».

La comparaison des fréquences des conclusions « électrocardiogramme normal et non normal » dans chaque groupe à haut risque et le groupe témoin correspondant est effectuée par une méthode d'ajustement par âge, en vue de tenir compte de la différence entre l'âge moyen des sujets soumis au risque et celui des témoins, nettement plus jeunes (tableau II, les classes d'âge ont été regroupées en deux classes seulement pour faciliter la présentation).

— La fréquence des électrocardiogrammes plus ou moins perturbés est significativement élevée chez les sujets reconvoqués pour « hypertension », « glucose élevé » et « acide urique élevé ».

Dans les deux premiers groupes, la fréquence des conclusions anormales et limites de la normale est élevée quel que soit l'âge, par contre dans le groupe « acide urique élevé », cette fréquence est très élevée chez les sujets d'âge inférieur à 50 ans ($p < 0,001$) et tout à fait comparable à celle des témoins chez les sujets d'âge supérieur à 50 ans.

— Dans le groupe « triglycérides élevés », la fréquence des électrocardiogrammes plus ou moins perturbés ne diffère pas significativement de celle des témoins après ajustement par âge, mais chez les sujets d'âge inférieur à 50 ans, les fréquences diffèrent ($p < 0,001$). Dans le groupe à haut risque, 30 % seulement d'électrocardiogrammes ont été jugés normaux.

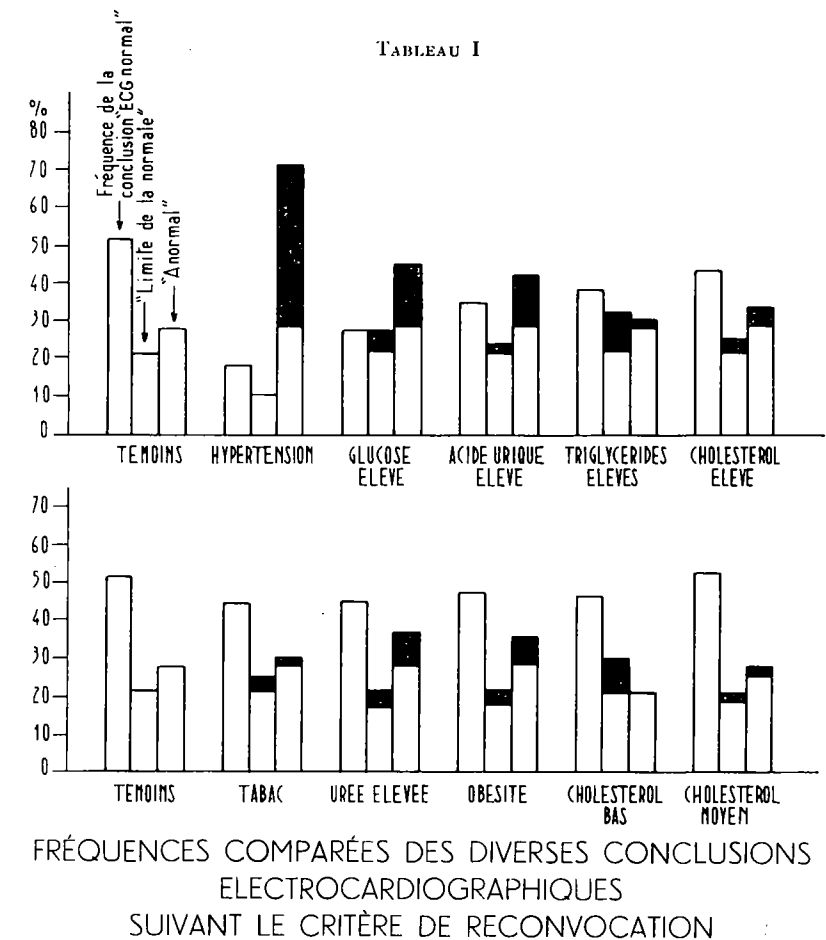


TABLEAU II (1)

	Age < 50 ans			Age > 50 ans			Signifi- cation après ajuste- ment
	ECG normal	Non	Signifi- cation	ECG normal	Non	Signifi- cation	
Témoins	30	10	***	11	26		
Triglycérides élevés	6	14		23	30		
Témoins	45	20		16	28		
Glucose élevé	10	11		13	46		*
Témoins	46	22	***	16	28		
Acide urique élevé	10	21		11	17		*
Témoins	44	23		17	28		
Urée élevée	9	3		12	22		
Témoins	41	25		14	28		
Obésité	21	14		17	26		
Témoins	39	20		13	16		
Hypertension	1	4		6	23		*
Témoins	43	22		15	31		
Tabac	20	22		10	16		
Témoins	35	17		14	25		
Cholestérol moyen	17	11		13	13		
Témoins	52	28		27	38		
Cholestérol bas	38	36		7	16		
Témoins	52	28		27	38		
Cholestérol élevé	41	35		24	45		

(1) Les significations sont notées *, ** ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

B. — FRÉQUENCE DES DIVERSES ANOMALIES ÉLECTROCARDIOGRAPHIQUES IMPORTANTES

a) Le nombre d'anomalies importantes rencontrées dans l'ensemble de la population ayant subi l'examen cardio-vasculaire est donné au tableau VI du chapitre III concernant le dépistage. Les fréquences de ces anomalies n'étant appréciables que chez les sujets d'âge supérieur à 40 ans, leur comparaison dans les groupes à haut risque et les groupes témoins est étudiée seulement pour ces sujets.

Les comparaisons ayant fait apparaître des fréquences significativement différentes sont les suivantes (tableau III) :

— hypertrophie ventriculaire gauche certaine dans le groupe « hypertension » ;

— troubles de la repolarisation compatibles avec une insuffisance coronaire dans le groupe « cholestérol élevé » ;

— troubles de la repolarisation compatibles avec une insuffisance coronaire dans le groupe « acide urique élevé ».

TABLEAU III (1).

	Non	Oui
Hypertrophie ventriculaire gauche :		
Témoins	50	6
Hypertension	22	10
		*
Troubles de la repolarisation, insuffisance coronaire :		
Témoins	91	3
Cholestérol	89	15
		*
Troubles de la repolarisation, insuffisance coronaire :		
Témoins	61	4
Acide urique élevé	35	8
		*

(1) Les significations sont notées *, **, ou *** selon que $p = 0,05$ ou $0,01$ ou $0,001$ et au-dessous.

b) Très peu d'électrocardiogrammes (voir chapitre III : *Le dépistage*) ont montré des signes de « nécrose myocardique » dite « certaine » (6 seulement). Il n'est guère possible de comparer leur fréquence dans les différents groupes à haut risque et les groupes témoins.

Cependant, il faut remarquer que la fréquence des anomalies « nécrose possible ou douteuse » semble plus élevée dans les groupes « acide urique élevé » (8 %) et « cholestérol élevé » (6 %) que dans les groupes témoins (1 %), mais la signification de ces anomalies reste discutable.

Il en est de même pour les troubles de la repolarisation franchement ischémiques apparaissant après l'effort (voir chapitre II : *Matériel et méthodes*). Leur fréquence est seulement de 4 % chez les sujets d'âge supérieur à 50 ans. Ce résultat est certainement lié au fait que tous les sujets n'ont pas eu une épreuve d'effort, en particulier les cas les plus pathologiques.

C. — CLASSEMENT DES FACTEURS DE RISQUE
SUIVANT LE NOMBRE D'ANOMALIES ÉLECTROCARDIOGRAPHIQUES

Deux critères ont été choisis pour effectuer ce classement :

a) La fréquence des troubles de la repolarisation de type « ischémique » chez les sujets d'âge supérieur à 40 ans (tableau IV).

TABLEAU IV

Fréquence des troubles de la repolarisation de type « ischémique ».

1.	Acide urique élevé	19 %	(43 sujets).
2.	Urée élevée	18 %	(39 sujets).
3.	Hypertension artérielle	16 %	(32 sujets).
4.	Cholestérol élevé	14 %	(104 sujets).
5.	Glucose élevé	12 %	(77 sujets).
6.	Tabac	12 %	(43 sujets).
7.	Triglycérides élevés	8 %	(64 sujets).
8.	Témoins	7 %	(71 sujets).

b) Le nombre moyen par sujet d'âge supérieur à 40 ans d'anomalies « importantes » autres (fibrillation auriculaire, bloc incomplet gauche, bloc complet droit, hypertrophie ventriculaire gauche). Rappelons qu'aucun électrocardiogramme n'a montré les aspects de bloc auriculo-ventriculaire complet ou de bloc de branche gauche complet (tableau V).

TABLEAU V

Nombre moyen par sujet d'anomalies importantes autres.

	Fibril- lation	Bloc in- complet gauche	Bloc complet droit	Hyper- trophie ventri- culaire gauche	Total	Nombre de sujets	Nombre moyen
1. Hyp. artérielle	2	1	0	10	13	32	0,40
2. Urée élevée	1	2	0	6	9	39	0,23
3. Ac. urique élevé	1	2	1	3	7	43	0,16
4. Triglyc. élevés	0	2	1	6	9	64	0,14
5. Cholest. élevé	2	3	2	6	13	104	0,13
6. Glucose élevé	0	2	1	6	9	74	0,12
7. Témoins	2	1	0	6	9	71	0,12
8. Obésité	1	1	3	1	6	59	0,10
9. Tabac	0	1	0	2	3	43	0,07

DISCUSSION

L'étude électrocardiographique précise des stades initiaux de l'insuffisance coronarienne exige une description analytique des divers aspects de la repolarisation ventriculaire (en particulier « code du Minnesota »), ainsi que la mise au point d'épreuves permettant de révéler des troubles non visibles sur les tracés de l'électrocardiogramme standard.

Dans ce travail, seules sont étudiées les anomalies « importantes » décelées sur l'électrocardiogramme au repos et après effort (épreuve « double step » de MASTER [8]).

La fréquence des anomalies suggérant une insuffisance coronaire est significativement plus grande dans les groupes « acide urique élevé » et « cholestérol élevé » (19 et 14 % chez les sujets d'âge supérieur à 40 ans) que dans les groupes témoins correspondants.

D'autre part, bien qu'il ne soit significativement supérieur à celui des témoins que dans le premier groupe, le pourcentage d'électrocardiogrammes anormaux ou dans les limites de la normale est élevé et du même ordre (64 et 55 %) dans les deux groupes.

Il faut remarquer les modifications importantes du tracé chez les sujets d'âge inférieur à 50 ans reconvoqués pour « acide urique élevé », pour lesquels 32 % seulement d'électrocardiogrammes ont été considérés comme normaux. Cependant, aucune anomalie particulière n'apparaît dans ce groupe comme significativement plus élevée que chez les témoins.

L'importance de l'hypercholestérolémie dans le risque de la maladie par athérosclérose coronaire a été établie par la plupart des auteurs; par contre le rôle de l'acide urique est moins souvent signalé. Cependant, sa présence parmi les facteurs associés de l'athérosclérose est très nette dans l'étude de FRAMINGHAM [9]; elle a été également mise en valeur par JOUVE [10]. L'impression clinique suivant laquelle « l'hyperuricémie forme un syndrome prémonitoire de l'athérosclérose compliquée » (D^r BOURDE) mériterait d'être étudiée, sur le plan électrocardiographique, à l'aide d'un nombre plus élevé de sujets.

Parmi les autres anomalies dites « importantes » rencontrées dans ce travail, l'hypertrophie ventriculaire gauche est la plus fréquente.

Comme on pouvait le penser, la fréquence de cette anomalie dans le groupe « hypertension artérielle » est significativement plus élevée que dans le groupe témoin. 31 % des tracés dans le groupe à haut risque d'âge inférieur à 40 ans montrent les signes d'une hypertrophie ventriculaire gauche certaine. Il faut remarquer, d'autre part, que les troubles de la repolarisation du type « ischémique » sont en proportion élevée dans ce groupe (16 % pour les sujets d'âge supérieur à 40 ans).

Les troubles du rythme et les troubles de la conduction auriculo-ventriculaire et ventriculaire ne sont pas significativement plus fréquents dans les groupes à

haut risque que chez les témoins. Il semble que seul l'âge des sujets augmente cette fréquence.

KANNEL, étudiant 93 cas de bloc de branche complet dans la population de Framingham, et OSTRANDER [11] 36 cas dans la population de Tecumseh, n'ont pas remarqué de liaison avec les principaux facteurs de risque de la maladie. Aucune hypothèse étiologique n'a encore été clairement formulée pour les anomalies dégénératives de la conduction ventriculaire.

AUTRES FACTEURS ÉTUDIÉS

— Dans le groupe « glucose élevé », la fréquence des conclusions « électrocardiogramme anormal ou dans les limites de la normale » est significativement plus grande que dans le groupe témoin correspondant. Ce résultat ne peut surprendre, étant donnée la liaison étroite existant entre les troubles du métabolisme des glucides et les affections cardio-vasculaires, cependant aucune anomalie électrocardiographique n'est significativement plus fréquente dans le groupe à haut risque.

— Un nombre élevé d'anomalies dites « importantes » a été dépisté dans le groupe « urée élevée » (tableaux IV et V), aucune n'est significativement plus fréquente que dans le groupe témoin. Il faut remarquer, cependant, l'âge moyen, très élevé, des sujets reconvoqués pour « urée élevée ».

— Dans le groupe « triglycérides élevés », les sujets d'âge inférieur à 50 ans présentent des tracés nettement perturbés. Une recherche systématique a montré la proportion significativement élevée des troubles de la repolarisation dits « de nature indéterminée » (essentiellement, anomalies mineures de l'onde T) dans ce groupe de sujets jeunes. Cette proportion est de 29 %; elle n'est que de 7 % dans le groupe témoin de même âge. Il nous a paru intéressant d'étudier l'épreuve d'effort des sujets dont l'électrocardiogramme au repos présente de telles anomalies (l'épreuve d'effort a été effectuée dans ce groupe dans 92 % des cas). Les résultats sont présentés au tableau VI.

TABLEAU VI

Age	< 50 ans		+ 50 ans	
	Troubles de la repolarisation de nature indéterminée	Non	Troubles de la repolarisation de nature indéterminée	Non
Epreuve normale ...	27 (59 %)	246 (89 %)	30 (59 %)	190 (71 %)
Litigieuse	11 (24 %)	23 (8 %)	9 (18 %)	60 (22 %)
Pathologique	0	2 (1 %)	7 (14 %)	6 (2 %)
Atypique	8 (17 %)	4 (2 %)	5 (9 %)	11 (5 %)

Les épreuves d'effort anormales sont significativement plus fréquentes chez les sujets présentant des troubles de la repolarisation au repos que chez ceux qui n'en présentent pas ($p < 0,001$), et ceci est valable dans les deux tranches d'âge. De plus, la fréquence est la même dans ces deux tranches d'âge (41 %). Cependant, dans la première (< 50 ans), ce sont les conclusions « litigieuses et atypiques » qui sont en proportion significativement élevées ($p < 0,01$ et $p < 0,001$), alors que dans la tranche d'âge (> 50 ans) c'est la conclusion « pathologique » seule ($p < 0,001$).

Ces résultats montrent l'intérêt que revêtent les troubles mineurs de la repolarisation dans le dépistage de l'insuffisance coronarienne latente. Chez les sujets jeunes, l'épreuve d'effort est plus souvent « litigieuse » et atypique (syndrome d'asthénie neuro-circulatoire); chez les sujets « âgés » elle est plus souvent pathologique (14 au lieu de 2 %).

On peut rapprocher utilement ces résultats de ceux obtenus par MATHEWSON [12] qui a montré le risque important de la maladie coronarienne (risque X 3) chez les sujets présentant des anomalies non spécifiques de l'onde T; pour UNGERLEIDER [13], ce risque est multiplié par 2,5.

Le groupe formé des sujets pesant plus de 90 kg (groupe « obésité ») et celui des sujets fumant plus de 30 cigarettes par jour (groupe « tabac ») ne diffèrent pas des groupes témoins correspondant quant à la fréquence des conclusions « électrocardiogramme anormal ou dans les limites de la normale ». D'autre part, la fréquence des anomalies importantes est de même ordre que chez les sujets pris au hasard.

Ce résultat concernant l'obésité est en accord avec ceux obtenus par VUYLSTEEK [14] qui, utilisant une définition plus précise de l'obésité (plus de 125 % du poids idéal donné par les tables scientifiques Geigy, 1955), n'a pas trouvé de liaison entre l'obésité et la présence d'anomalies électrocardiographiques.

L'obésité et la proportion de tabac sont particulièrement élevées chez les sujets atteints de maladie coronarienne, la mortalité par cette affection est accrue lorsque le sujet est gros ou fume [9], mais il semble que la prévalence des anomalies électriques ne soit pas augmentée chez de tels sujets indemnes cliniquement.

Si la proportion d'électrocardiogrammes nettement anormaux semble inférieure chez les sujets reconvoqués pour « cholestérol bas » à celle des sujets pris au hasard, il n'en est pas de même pour la proportion d'électrocardiogrammes dits « dans les limites de la normale » (30 et 21 %, voir tableau I).

Cette différence, bien que non significative, est surprenante. Nous avons remarqué la proportion relativement grande d'hypertrophies ventriculaires dites « possibles » (entraînant la conclusion « limites de la normale », voir chapitre III : *Le dépistage*). Chez les sujets reconvoqués pour « cholestérol bas » (16 %), cette proportion n'étant que de 10 % chez les sujets pris au hasard. Or, les sujets reconvoqués pour « cholestérol bas » sont en moyenne très jeunes par rapport à la population globale, et les grandes ondes R dans les dérivations précordiales gauches

(pouvant entraîner un diagnostic d'hypertrophie ventriculaire gauche possible) sont très fréquentes chez les sujets jeunes et sont en général non pathologiques.

Ce travail, préliminaire, et portant sur un nombre de cas trop limité pour tirer des conclusions définitives valables, a néanmoins le mérite de préciser certains points :

— Dans une population active, les sujets porteurs de certains facteurs de risque et cependant indemnes cliniquement ont un électrocardiogramme présentant de façon significative des signes électriques témoignant de maladie coronarienne latente. C'est le cas de l'hypertension, l'hyperuricémie, l'hypercholestérolémie, l'hyperglycémie et l'hypertriglycéridémie chez les sujets jeunes.

— Par contre, l'obésité, la consommation élevée de tabac ne semblent pas liées à de tels signes.

De telles données seront vérifiées dans un travail ultérieur où nous disposerons d'un matériel d'étude plus important.

BIBLIOGRAPHIE

1. HIGGINS et coll. : The electrocardiogram in epidemiological studies. *Brit. J. of Prev. and Soc. Med.*, avril 1965, 19, n° 2.
2. UEDA et coll. : Prognostic value of various electrocardiographic features. *Jap. Heart J.*, mai 1963, 4, n° 3.
3. DAWBER et coll. : Coronary heart disease in the Framingham study. *Am. J. of Public Health*, avril 1957, 4-24.
4. SCHWARTZ et coll. : Tobacco and others factors in the etiology of ischaemic heart disease in man. *J. Chron. Dis.*, 1966, 19.
5. PAUL et coll. : A longitudinal study of coronary heart disease. *Circulation*, juillet 1963, 28.
6. PELL et coll. : Acute myocardial infarctus in a large industrial population. *J. A. M. A.*, 185, 831-838.
7. BLACKBURN et coll. : The electrocardiogram in population studies; a classification system. *Circulation*, juin 1960, 21.
8. MATTINGLY : The postexercise electrocardiogram. Its value in the diagnosis and prognosis of coronary arterial disease. *Am. J. Cardiol.*, 1962, 9, 395.
9. DAWBER et coll. : Coronary heart disease. Morbidity in the Framingham study and analysis of factors of risk. *Bibliotheca Cardiol.*, 13. S. Karger, Bâle-New-York.
10. JOUVE et coll. : Le dépistage de la maladie coronarienne. *Presse méd.*, févr. 1962, 7.
11. OSTRANDER : Bundle branch block. An epidemiological study. *Circulation*, déc. 1964, 30.
12. MATHEWSON et coll. : The university of Manitoba following study. *Canada Med. Ass. J.*, mai 1965.
13. UNGERLEIDER : The prognostic implications of the electrocardiogram. *Ann. of life Ins. Med.*, 1962, 1.
14. VUYLSTEEK et coll. : Résultats des examens électrocardiographiques, radiographiques et biométriques, exécutés dans le cadre d'une enquête épidémiologique dans une population non sélectionnée. *Arch. Belg. de Méd. Soc.*, 1965, n° 7.

INFORMATION SANITAIRE

DÉMOGRAPHIE ET STATISTIQUES GÉNÉRALES DE MORTALITÉ

DÉMOGRAPHIE ET CAUSES DE DÉCÈS (Résultats mensuels provisoires.)

DÉMOGRAPHIE ET MORTALITÉ DE TOUS AGES

Conformément à la nouvelle présentation adoptée depuis le premier trimestre de l'année 1966, les données (1) mensuelles de démographie et de statistiques des causes de décès font l'objet des deux tableaux suivants :

TABLEAU I. — MOUVEMENT NATUREL DE LA POPULATION :

1965 : Rappel des résultats mensuels et annuel.
1966 : Résultats pour les mois de janvier à septembre.

TABLEAU II. — CAUSES DE DÉCÈS :

1965 : Rappel des résultats mensuels et annuel.
1966 : Résultats pour les mois de janvier à septembre.

(1) Ces données sont extraites du Bulletin mensuel de Statistique de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (I. N. S. E. E.).

TABLEAU I
Démographie. Mouvement

naturel de la population.

Source : I. N. S. E. E.

	Année (*)	Résultat annuel	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
Population :														
Effectif au début de la période (milliers d'habitants)	1965	48 690	48 690	48 720	48 760	48 800	48 840	48 880	48 930	48 960	49 000	49 050	49 090	49 120
	1966	r 49 150	r 49 150	r 49 180	r 49 230	r 49 290	r 49 340	r 49 390	r 49 440	49 470	49 520	49 570		
Mariages :														
Nombres (1)	1965	346 308	16 420	18 316	18 372	42 736	18 272	35 751	50 659	34 292	33 558	31 910	18 013	28 209
	1966		16 600	17 300	19 700	42 500	16 900	32 700	50 200	33 500	32 500			
Nuptialité (2) (taux pour 1 000 hab.)	1965	14,2	7,9	9,8	8,9	21,3	8,8	17,8	24,4	16,5	16,7	15,3	8,9	13,4
	1966		7,9	9,2	9,4	21,0	8,1	16,1	23,8	15,9	16,0			
Naissances :														
Nombres (1)	1965	862 333	74 463	67 341	75 053	74 151	77 281	72 828	74 526	72 645	71 159	69 904	65 624	67 358
	1966		72 500	67 400	76 500	74 400	78 900	74 300	73 500	72 200	69 500			
Natalité (2) (taux pour 1 000 hab.)	1965	17,6	18,0	18,0	18,1	18,5	18,6	18,1	17,9	17,5	17,7	16,8	16,3	16,1
	1966		17,4	17,9	18,3	18,4	18,8	18,3	17,5	17,2	17,1			
Décès :														
Nombres (1)	1965	540 341	49 930	49 600	63 846	43 804	43 181	40 776	38 895	38 415	38 797	42 557	43 482	47 058
	1966		52 400	42 900	46 700	45 600	42 100	40 400	39 700	40 100	37 800			
Mortalité (2) (taux pour 1 000 hab.)	1965	11,0	12,1	13,3	15,4	10,9	10,4	10,1	9,4	9,2	9,6	10,2	10,8	11,3
	1966		12,5	11,4	11,2	11,3	10,0	9,9	9,4	9,5	9,3			
Décès de moins d'un an :														
Nombres (1)	1965	15 635	1 505	1 360	1 575	1 266	1 381	1 210	1 219	1 218	1 095	1 252	1 167	1 387
	1966		1 530	1 300	1 420	1 390	1 330	1 250	1 180	1 190	1 080			
Taux de mortalité infantile (2) :														
— non rectifié (3)	1965	18,1	20,3	21,0	21,2	17,6	18,4	16,8	16,3	16,4	15,4	17,2	17,1	19,6
	1966		21,0	20,3	19,1	19,3	17,4	17,2	15,6	16,0	15,3			
— rectifié (4)	1965	21,9	23,8	24,9	25,4	21,5	21,9	20,9	20,1	20,2	18,6	20,6	20,7	23,8
	1966		21,6	23,9	22,6	23,3	21,2	21,5	19,4	19,2	19,0			

- (1) Y compris l'évaluation des nombres d'actes non compris dans la statistique provisoire.
(2) Taux ramené à l'année entière (taux que l'on observerait au cours d'une année si la
(3) Décédés de moins d'un an pour 1 000 nés vivants correspondants, enregistrés à l'état civil.
(4) Taux calculé de la même façon que le précédent mais en ajoutant, d'une part aux décès, la déclaration à l'état civil (ces enfants sont légalement enregistrés avec les mort-nés).
(*) 1965 : Résultats définitifs. 1966 : Résultats provisoires.
r : Nombres rectifiés.

situation restait pendant toute l'année la même que pendant le mois considéré).

d'autre part aux naissances correspondantes, le nombre des enfants nés vivants mais décédés avant

Source : I. N. S. E. E.

TABLEAU II
Causes de décès.

(Résultats provisoires.)

Numéros de la nomenclature internationale (révision 1955)	Causes de décès	Année	Total annuel	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
001 à 008	Tuberculose de l'appareil respiratoire	1965	6 252	613	518	732	523	519	475	450	447	464	470	516	525
		1966		585	491	510	504	467	448	408	435	419			
010	Tuberculose des méninges	1965	152	14	17	11	12	11	12	15	10	13	12	13	12
		1966		13	11	8	12	11	6	14	11	12			
011 à 019	Tuberculose, toutes autres formes	1965	514	36	41	48	44	44	56	31	37	35	46	49	47
		1966		49	27	38	44	49	37	40	33	32			
020 à 029	Syphilis	1965	844	69	69	87	63	58	72	48	76	64	76	81	81
		1966		82	73	62	72	64	67	57	57				
040	Fièvre typhoïde	1965	33	1	1	1	5	2	3	3	5	3	6	1	2
		1966		4	—	2	4	5	2	3	4	5			
041	Fièvres paratyphoïdes	1965	8	1	—	—	1	1	—	1	3	—	—	—	1
		1966		—	—	—	1	1	1	—	—	—			
044	Brucellose (fièvre ondulante) ..	1965	10	—	—	1	—	1	1	3	2	—	2	—	—
		1966		1	—	—	1	—	—	—	1	—			
050	Scarlatine	1965	6	1	—	1	1	—	1	—	—	—	—	—	2
		1966		—	2	2	—	—	—	—	—				
053	Septicémies diverses	1965	725	55	60	68	65	64	59	55	65	40	78	56	60
		1966		69	71	74	67	66	65	62	64	57			
055	Diphthérie	1965	10	1	1	1	1	—	—	—	1	3	—	1	1
		1966		2	—	—	—	1	1	—	—	—			
056	Coqueluche	1965	56	3	2	5	6	7	5	5	5	1	5	5	7
		1966		12	8	22	22	6	15	5	10	7			
057	Méningite cérébro-spinale	1965	87	7	16	13	9	6	9	5	3	2	10	3	4
		1966		8	2	8	7	7	5	2	1	2			
058	Tétanos	1965	246	14	12	10	29	21	21	32	23	24	18	24	18
		1966		15	19	14	20	18	29	27	24	23			
080	Poliomyélite	1965	36	1	7	1	—	2	3	4	4	3	3	6	2
		1966		4	6	2	3	4	1	1	1	2			
082	Encéphalite infectieuse aiguë ..	1965	128	18	12	17	4	13	11	5	11	9	6	7	15
		1966		7	12	19	17	9	8	7	3	9			
085	Rougeole	1965	49	3	4	3	5	4	7	5	1	1	4	3	9
		1966		8	14	11	20	13	13	15	4	1			
092	Hépatite infectieuse	1965	195	15	12	20	22	19	18	10	12	15	13	15	24
		1966		19	20	20	14	13	15	16	15	11			
480 à 483 (a)	Grippe	1965	9 008	377	1 855	5 243	803	158	61	24	14	23	75	150	225
		1966		454	538	637	568	126	33	16	19	18			
	Autres maladies infectieuses et parasitaires	1965	599	43	55	61	54	56	43	39	51	38	51	54	54
		1966		59	54	43	54	41	40	38	49	54			

TABLEAU II (suite).

Numéros de la nomenclature internationale (révision 1955)	Causes de décès	Année	Total annuel	1965			1966									
				Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre	
140 à 203, 205	Tumeurs malignes (non compris les leucémies)	1965	93 834	8 077	7 215	8 516	7 317	7 816	7 724	7 632	7 581	7 850	8 151	7 808	8 147	
		1966		8 279	7 392	8 204	7 952	7 912	7 885	7 735	7 995	7 740				
204	Leucémies	1965	3 152	244	294	296	238	265	258	262	248	252	266	238	291	
210 à 239	Tumeurs non malignes ou non qualifiées	1965	4 208	365	369	367	307	338	343	366	339	335	339	350	390	
		1966		380	355	367	330	329	337	330	376	348				
260	Diabète sucré	1965	8 118	804	759	855	645	647	618	546	605	574	649	663	753	
		1966		833	687	773	670	672	635	569	618	635				
330 à 334	Lésions vasculaires cérébrales ..	1965	62 746	6 287	5 836	7 014	5 176	5 056	4 708	4 201	4 112	4 448	4 869	5 141	5 898	
		1966		6 458	5 051	5 735	5 410	5 089	4 796	4 380	4 444	4 336				
400 à 443	Maladies du cœur	1965	98 392	9 482	9 111	11 583	8 094	8 009	7 174	6 658	6 741	7 084	7 680	7 946	8 830	
490 à 493, 763	Pneumonie, broncho-pneumonie	1965	11 166	1 242	1 463	2 395	913	714	585	459	452	473	639	837	994	
		1966		1 315	990	954	961	610	544	469	449	494				
(b)	Autres affections respiratoires ..	1965	16 274	1 700	1 843	2 575	1 342	1 206	1 039	870	848	950	1 205	1 234	1 462	
		1966		1 804	1 502	1 454	1 488	1 124	1 006	886	932	888				
307, 322	Alcoolisme	1965	5 648	489	491	619	442	457	494	411	434	415	443	456	497	
		1966		583	413	467	415	445	430	443	426	371				
581	Cirrhose du foie	1965	16 325	1 442	1 278	1 468	1 294	1 376	1 247	1 270	1 267	1 294	1 404	1 506	1 479	
		1966		1 574	1 357	1 384	1 335	1 377	1 335	1 339	1 334	1 336				
590 à 594	Néphrite	1965	3 274	310	290	354	280	278	263	223	237	225	263	274	277	
		1966		331	276	300	284	264	269	237	208	240				
Reste.	Autres maladies	1965	70 075	6 335	5 945	7 484	5 809	5 947	5 543	5 209	5 144	5 120	5 568	5 643	6 328	
		1966		6 949	5 785	6 422	6 270	5 736	5 477	5 252	5 352	5 176				
E 800 à E 962	Accidents	1965	32 723	2 550	2 272	2 709	2 431	2 582	2 828	2 895	2 958	2 844	2 894	2 769	2 991	
		1966		2 960	2 437	2 475	2 622	2 579	2 858	3 030	2 991	2 902				
E 963, E 970 à E 979	Suicides	1965	7 156	536	494	696	558	695	664	589	574	600	653	489	508	
		1966		539	569	607	691	751	756	574	619	613				
E 964, 965, 980 à 999	Autres morts violentes	1965	361	25	16	28	28	43	43	19	28	40	32	26	33	
		1966		39	25	28	33	22	29	22	22	27				
780 à 795	Causes indéterminées (c)	1965	87 201	r 8 904	r 9 106	r 10 352	r 7 208	r 6 666	6 232	6 562	5 978	5 480	6 736	7 193	6 784	
		1966		r 8 456	r 6 601	r 6 881	r 6 950	r 6 199	5 732	6 590	6 245	4 970				
	Total (toutes causes)	1965	539 611	r 50 064	r 49 464	r 63 634	r 43 829	r 43 081	40 620	38 907	38 316	38 722	42 666	43 557	46 751	
		1966		r 52 283	r 42 826	r 46 544	r 45 465	r 42 027	40 290	39 598	39 963	37 755				

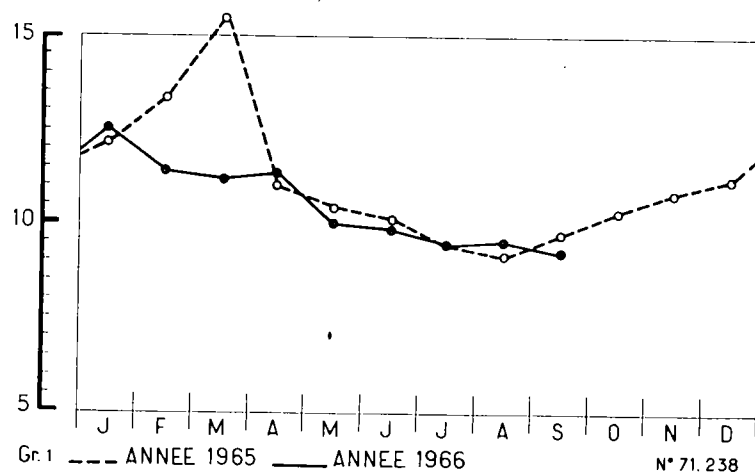
(a) Ensemble des rubriques du chapitre I de la nomenclature non distinguées par la présente
(b) Ensemble des rubriques du chapitre VIII de la nomenclature non distinguées par la
(c) Causes non déclarées ou mal définies (y compris la sénilité).
r : Résultats rectifiés provisoires.

liste.
présente liste.

AVERTISSEMENT

— Les nombres portés sur le tableau I sont, pour l'année 1965, définitifs. Ils sont donnés dès que possible en remplacement des nombres provisoires dans le but de fournir une information complète et précise, concernant l'évolution de divers paramètres de la démographie française.

MORTALITÉ GÉNÉRALE



Définition du taux de mortalité du graphique I.

Mortalité générale : nombre de décès de tous âges et des deux sexes pour 1 000 habitants de la population correspondante.

— Les nombres provisoires concernant l'année 1965 ont été publiés dans les précédents bulletins, en particulier dans le tome 22, n° 1.

— Les nombres de l'année 1966 sont des nombres provisoires donc, sujets à rectification. Ils montrent toutefois les tendances actuelles des paramètres étudiés, tout en étant suffisamment comparables aux résultats définitifs correspondants de l'année 1965.

— Les nombres portés sur le tableau II se rapportent aux causes de décès; ce sont des nombres provisoires susceptibles d'être rectifiés. Quelques décès connus tardivement ne sont pas compris dans cette statistique, toutefois, cette défection n'altère en rien les résultats.

COMMENTAIRES

I. — DÉMOGRAPHIE (tableau I).

— *Population.* — Au début du mois d'octobre, la population française s'élevait à 49 570 000 habitants, soit une augmentation de 130 000 habitants au cours du troisième trimestre et de 420 000 habitants depuis le début de l'année.

— *Nuptialité.* — Le nombre des mariages est, comparativement au troisième trimestre de l'année 1965, en diminution, passant de 118 500 à 116 200. Les taux de nuptialité accusent cette baisse.

— *Natalité.* — Le nombre des naissances du troisième trimestre de l'année 1966, comparativement au troisième trimestre de l'année 1965, apparaît en diminution : 215 200 naissances contre 218 300 au cours du troisième trimestre de l'année 1965. Toutefois, il ne semble pas que cette diminution puisse modifier sensiblement le niveau de la natalité observé ces dernières années, puisque, depuis le début de l'année, on dénombre 659 300 naissances et que, pendant cette même période, en 1965, on en dénombrait 659 500.

— *Mortalité générale.* — La comparaison du nombre global des décès enregistrés au cours du troisième trimestre 1966 avec celui enregistré au cours du troisième trimestre 1965 ne révèle pas de changement notable, le nombre des décès est de 117 600 contre 116 100. Les taux de mortalité générale ne présentent que peu de changement. Depuis le début de l'année (janvier-septembre) on a dénombré en 1966 387 700 décès contre 407 200 pendant la même période de l'année 1965. Le graphique I illustre l'évolution de la mortalité générale en 1965 et 1966. Les mois de février et mars 1965 avaient été marqués par une assez sévère épidémie saisonnière de grippe.

— *Mortalité infantile.* — Le nombre des décès de moins d'un an enregistré au cours du troisième trimestre 1966 est sensiblement le même que celui enregistré au cours du trimestre homologue de l'année 1965 : 3 450 décès contre 3 532. Les taux de mortalité infantile sont sans changement important. (Pour plus de détails, se reporter à l'article suivant intitulé : *Mortalité fœtale et infantile.*)

II. — CAUSES DE DÉCÈS (tableau II).

— TUBERCULOSE DE L'APPAREIL RESPIRATOIRE.

Le nombre des décès attribué à cette localisation clinique est, comparativement au troisième trimestre 1965, en sensible diminution, le nombre des décès est passé de 1 361 à 1 262. Cette constatation avait déjà été faite pour le premier et le deuxième trimestre de l'année.

— MALADIES TRANSMISSIBLES.

— *Coqueluche*. — Le nombre des décès attribué à la coqueluche est en augmentation par rapport à celui relevé au cours du troisième trimestre de l'année 1965 : 22 décès contre 11. Cette constatation avait été faite pour le deuxième trimestre.

— *Rougeole*. — Le nombre de décès par rougeole est en hausse : 20 décès au cours du troisième trimestre 1966 contre 7 au cours du troisième trimestre 1965, constatation déjà effectuée pour le deuxième trimestre.

— *Grippe*. — On a enregistré 53 décès attribués à la grippe contre 61 au cours du troisième trimestre 1965. L'épidémie saisonnière de grippe a été moins sévère qu'au cours des mêmes mois de l'année 1965. Cette différence a été particulièrement sensible au cours des premiers et deuxièmes trimestres.

MORTALITÉ FŒTALE ET INFANTILE

(Résultats mensuels provisoires.)

Les données publiées ci-après concernent l'évolution mensuelle de la mortalité et de la mortalité infantile. Ces résultats sont complétés par la répartition de la mortalité infantile selon les principales causes.

Tableau I : Répartition mensuelle des mort-nés et des décès de moins d'un an selon le nombre de jours vécus.

1965 : rappel des résultats mensuels et annuel.

1966 : résultats mensuels de janvier à septembre.

Tableau II : Evolution mensuelle de la mortalité fœtale et infantile.

1965 : rappel des résultats mensuels et annuel.

1966 : résultats mensuels de janvier à septembre.

Tableau III : Causes de mortalité infantile.

1965 : rappel des résultats mensuels et annuel.

1966 : résultats mensuels de janvier à septembre.

AVERTISSEMENT

— Les nombres portés sur les tableaux I et II sont, pour l'année 1965, définitifs. Ils sont donnés pour informer le plus rapidement possible le lecteur de l'évolution réelle des divers paramètres de la mortalité fœtale et infantile.

— Les nombres provisoires concernant l'année 1966 ont été publiés dans les précédents bulletins, en particulier dans le tome 22, n° 1.

— Les nombres de l'année 1966 sont des nombres provisoires, donc susceptibles d'être rectifiés. Ils montrent néanmoins les tendances actuelles de la mortalité, tout en étant suffisamment comparables aux résultats définitifs correspondants de l'année 1965.

— Les nombres portés sur le tableau III se rapportent aux causes de décès, ce sont des nombres provisoires sujets à rectification. Quelques décès connus trop tardivement ne sont pas, en effet, compris dans cette statistique. Ils sont néanmoins inclus dans les résultats du tableau I.

TABLEAU I

Répartition mensuelle des décès fœtaux

et infantiles suivant la durée de vie.

Source : I. N. S. E. E.

Durée de vie (deux sexes)	1965							1966 *								
	Année	Juillet	Août	Sept.	Octobre	Novembre	Décembre	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre
Mort-nés (1)	16 674	1 463	1 471	1 302	1 339	1 262	1 316	1 360	1 250	1 430	1 390	1 480	1 420	1 430	1 390	1 300
dont :																
« Faux mort-nés » (2)	3 355	296	290	232	252	245	292	270	230	280	300	300	310	280	240	260
Décès de 0 à 6 jours (3) ..	7 763	688	673	589	580	555	663	677	588	661	670	697	650	645	623	569
Décès de 7 à 27 jours	2 120	167	171	173	190	151	154	211	150	199	178	179	182	187	186	162
Décès de 28 à 90 jours	2 104	155	158	137	200	178	208	209	198	211	182	179	156	147	159	142
Décès de 91 à 180 jours	1 756	104	102	103	135	148	191	199	170	145	172	123	126	96	104	98
Décès de 181 à 365 jours	1 892	105	114	93	147	135	171	234	194	204	188	152	136	105	118	110
Total des décès de moins d'un an :																
— non compris les « faux mort-nés »	15 635	1 219	1 218	1 095	1 252	1 167	1 387	1 530	1 300	1 420	1 390	1 330	1 250	1 180	1 190	1 080
— y compris les « faux mort-nés »	18 990	1 515	1 508	1 327	1 504	1 412	1 679	1 800	1 530	1 700	1 690	1 630	1 560	1 460	1 430	1 340

(1) Ayant au moins 6 mois de gestation.
(2) Enfants nés vivants mais décédés avant la déclaration de la naissance à l'état civil.
(3) Répartition mensuelle provisoire des décès de moins d'un an suivant la durée de vie.
(*) Résultats provisoires pour l'année 1966.

TABLEAU II

Evolution mensuelle de la

mortalité fœtale et infantile.

Taux (*)	Années (**)	Taux annuel	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
Mortalité (1) :														
Taux non rectifiés (2)	1965	19,0	18,2	18,8	19,9	18,5	18,6	19,5	19,3	19,8	18,0	18,8	18,9	19,2
	1966		18,4	18,2	18,3	18,3	18,4	18,8	19,1	18,9	18,4			
Taux rectifiés (3)	1965	15,2	14,6	15,2	15,6	14,7	14,9	15,4	15,4	15,9	14,8	15,3	15,2	14,9
	1966		14,8	14,9	14,8	14,4	14,7	14,7	15,3	15,6	14,7			
Mortalité infantile (4) :														
Taux non rectifiés (5)	1965	18,1	20,3	21,0	21,2	17,6	18,4	16,8	16,3	16,4	15,4	17,2	17,1	19,6
	1966		21,0	20,3	19,1	19,3	17,4	17,2	15,6	16,0	15,3			
Taux rectifiés (6)	1965	21,9	23,8	24,9	25,4	21,5	21,9	20,9	20,1	20,2	18,6	20,6	20,7	23,8
	1966		24,6	23,9	22,6	23,3	21,2	21,5	19,4	19,2	19,0			
Mortalité fœto-infantile (7) ..														
	1965	37,4	37,7	41,2	40,3	36,0	36,1	36,2	34,8	35,5	33,3	35,4	36,0	38,2
	1966		38,7	39,8	36,6	37,5	35,0	35,8	34,2	34,3	33,7			
Mortalité néo-natale pré-cocée (8)														
	1965	12,7	13,2	12,7	13,4	12,6	12,7	12,8	13,1	13,0	11,3	11,6	12,0	13,9
	1966		12,9	12,0	12,1	12,8	12,4	12,7	12,4	11,8	11,8			
Mortalité péri-natale (9)														
	1965	27,8	27,7	27,8	29,0	27,2	27,6	28,2	28,3	28,9	26,0	26,9	27,2	28,3
	1966		27,6	26,8	26,8	27,2	27,1	27,3	27,7	27,4	26,4			

(1) Proportion de mort-nés pour 1 000 naissances totales (nés vivants et mort-nés).

(2) Y compris les « faux mort-nés » (enfants vivants mais morts avant la déclaration à

(3) Non compris les « faux mort-nés ».

(4) Décès de moins d'un an pour 1 000 naissances vivantes correspondantes.

(5) Non compris les « faux mort-nés ».

(6) Y compris les « faux mort-nés ».

(7) Ensemble des mort-nés et des décès d'enfants de moins d'un an pour 1 000 naissances

(8) Ensemble des « faux mort-nés » et des décès d'enfants âgés de 0 à 6 jours pour

(9) Ensemble des mort-nés et des décès d'enfants âgés de 0 à 6 jours pour 1 000 naissances

N. B. — Les taux mensuels sont comparables aux taux annuels (ce sont les taux que l'on le mois considéré).

(*) Les taux de mortalité infantile sont extraits du Bulletin Mensuel de statistique de

(**) 1965 : Résultats définitifs. 1966 : Résultats provisoires.

l'état civil).

totales correspondantes (nés vivants et mort-nés).

1 000 naissances totales correspondantes.

totales correspondantes.

observerait au cours d'une année si la situation restait pendant toute l'année la même que pendant

P. I. N. S. E. E.

TABLEAU III
Principales causes
(Résultats mensuels

Source : I. N. S. E. E.

Numéros de la nomenclature internationale (révision de 1955)	Causes de décès	Années	Total année	1965		1966											
				Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre		
001 à 019	Tuberculose	1965	23	2	2	4	1	3	1	2	2	—	1	1	4		
		1966		—	1	—	3	2	2	1	1	2	—	—	—		
056	Coqueluche	1965	41	1	1	4	4	6	2	4	4	—	5	4	6		
		1966		10	7	16	9	4	11	4	5	4	—	—	—		
085	Rougeole	1965	19	2	1	1	2	1	2	3	1	—	2	1	3		
		1966		1	5	4	9	3	3	5	—	—	—	—	—		
480-483	Grippe	1965	191	18	29	93	18	5	3	2	1	—	7	4	11		
		1966		28	33	23	15	3	2	—	2	—	—	—	—		
040-055, 057-084, 086-138	Autres maladies infectieuses et parasitaires	1965	196	13	27	14	13	21	15	17	14	10	19	16	17		
		1966		22	24	21	21	18	21	12	16	16	—	—	—		
340, 343	Méningites encéphalites	1965	549	54	50	63	48	38	53	46	31	37	47	37	45		
		1966		42	44	45	55	43	36	42	35	30	—	—	—		
390-393	Otite, mastoïdite	1965	50	6	2	4	5	10	3	4	1	—	3	6	6		
		1966		3	5	7	4	2	3	2	2	5	—	—	—		
490-493, 763	Pneumonie, broncho-pneumonie	1965	642	91	89	81	51	55	49	27	30	24	44	31	70		
		1966		80	72	54	60	39	40	32	26	28	—	—	—		
543, 571, 572, 764	Gastro-entérite	1965	166	11	13	17	13	15	16	13	11	17	19	9	12		
		1966		15	14	12	10	15	16	9	19	9	—	—	—		
750-759	Malformations congénitales	1965	2 898	276	252	288	225	257	200	225	225	214	256	238	245		
		1966		286	230	291	255	242	239	225	242	243	—	—	—		
760, 761	Lésions obstétricales	1965	1 812	170	160	164	142	159	156	181	133	135	128	135	149		
		1966		179	126	157	156	147	157	129	135	155	—	—	—		
770	Erythroblastose *	1965	210	29	21	16	15	21	12	19	18	18	11	11	19		
		1966		7	8	20	15	15	21	15	13	16	—	—	—		
773-776	Toxicose infantile	1965	680	62	68	65	51	74	47	48	57	38	50	57	63		
		1966		54	69	82	66	64	60	43	57	47	—	—	—		
773-776	Débilité congénitale	1965	290	24	30	36	20	24	18	19	24	25	18	23	29		
		1966		32	20	32	21	22	19	24	27	20	—	—	—		
773-776	Prématurité	1965	3 366	306	251	295	306	314	272	266	310	369	259	225	293		
		1966		284	269	270	290	320	304	292	261	234	—	—	—		
Reste.	Autres maladies	1965	2 486	252	174	231	203	217	205	185	214	176	208	186	235		
		1966		238	222	225	235	243	197	177	190	151	—	—	—		
E 800-E 999	Accidents infanticides	1965	591	34	49	53	40	44	49	48	51	59	67	49	48		
		1966		56	48	38	52	47	58	40	48	44	—	—	—		
780-793, 795	Causes indéterminées	1965	1 418	162	128	155	120	116	106	131	91	63	94	134	118		
		1966		193	105	123	110	98	61	74	65	55	—	—	—		
	Total (toutes causes) (1)	1965	15 628	1 513	1 347	1 584	1 274	1 380	1 209	1 240	1 218	1 085	1 238	1 167	1 373		
		1966		1 530	1 302	1 420	1 386	1 327	1 250	1 126	1 144	1 059	—	—	—		

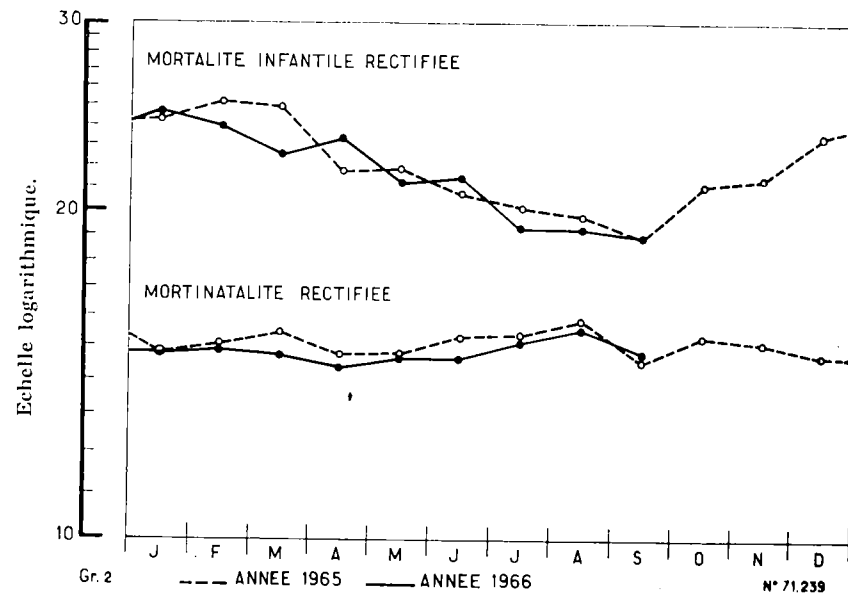
(1) Ne sont pas compris dans cette statistique provisoire quelques décès connus trop tardive

ment. (Ils sont inclus dans les résultats du tableau I.)

COMMENTAIRES

I. — MORTALITÉ FOETALE ET INFANTILE

— *Mortalité rectifiée* (1). — Elle a été, depuis le début de l'année 1966, inférieure au niveau enregistré au cours de l'année 1965, à l'exception des mois de janvier et septembre (graphique n° 2).



Définition des taux de mortalité du graphique 2.

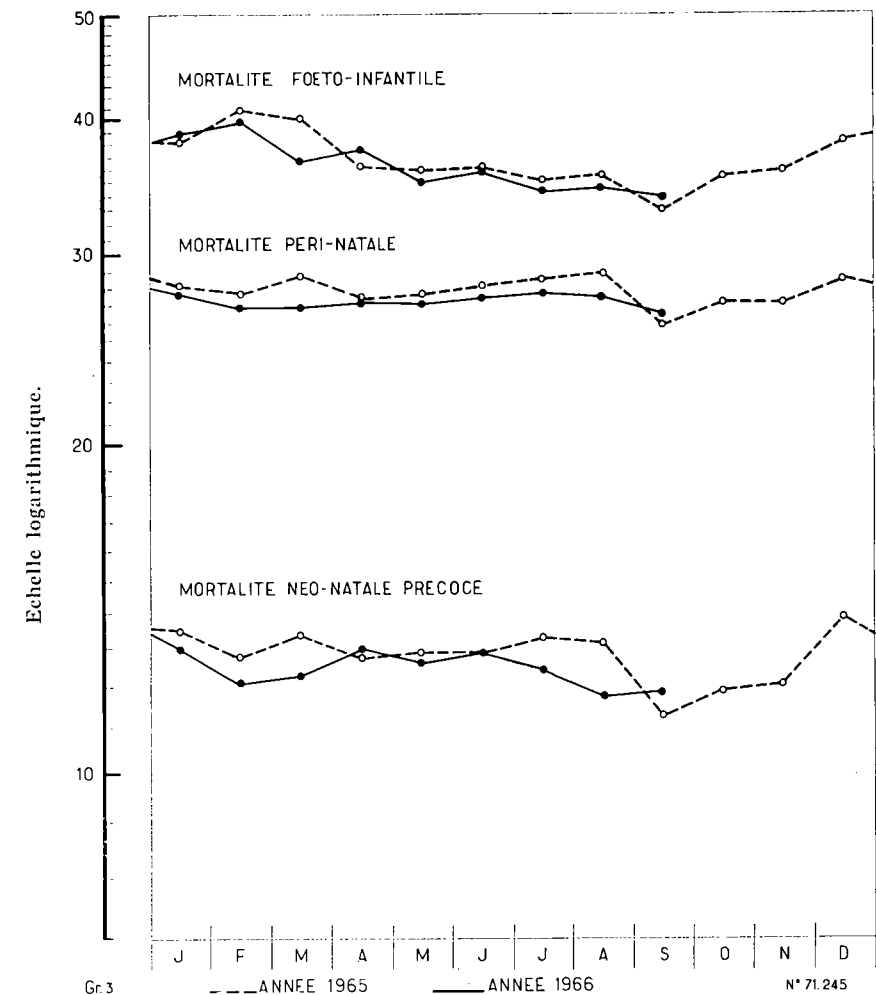
Mortalité infantile rectifiée : décès d'enfants de moins d'un an pour 1 000 naissances vivantes correspondantes (ce taux comprend les « faux mort-nés » : enfants nés vivants mais morts avant la déclaration de naissance à l'état civil).

Mortalité rectifiée : mort-nés (non compris les « faux mort-nés ») pour 1 000 naissances totales (nés vivants et mort-nés).

— *Mortalité infantile rectifiée* (2). — Comparativement aux mois homologues de l'année 1965, elle a été moins élevée pendant cinq mois sur neuf mois écoulés. Les mois où cette diminution a été la plus sensible sont ceux de février, mars, juillet et août (graphique n° 2).

(1) Voir note (3) au bas du tableau II.

(2) Voir note (6) au bas du tableau II.



Définition des taux de mortalité du graphique 3.

Mortalité foeto-infantile : ensemble des mort-nés et des décès d'enfants de moins d'un an pour 1 000 naissances totales correspondantes (nés vivants et mort-nés).

Mortalité péri-natale : ensemble des mort-nés et des décès d'enfants âgés de 0 à 6 jours pour 1 000 naissances totales correspondantes (nés vivants et mort-nés).

Mortalité néo-natale précoce : ensemble des « faux mort-nés » et des décès d'enfants âgés de 0 à 6 jours pour 1 000 naissances correspondantes (nés vivants et faux mort-nés).

— *Mortalité fœto-infantile* (3). — Seuls trois mois sur les neuf mois inventoriés de l'année 1966 présentent une mortalité plus élevée qu'au cours des mois homologues de l'année 1965, ce sont ceux de janvier, avril et septembre (graphique n° 3).

— *Mortalité péri-natale* (4). — Elle est plus faible au cours des divers mois de l'année 1966 qu'au cours des mêmes mois de l'année 1965, exception faite du mois de septembre (graphique n° 3).

— *Mortalité néo-natale précoce* (5). — Exception faite des mois d'avril et de septembre, cette mortalité est moins élevée qu'au cours des mêmes mois de l'année 1965 (graphique n° 3).

II. — CAUSES DE DÉCÈS

Au cours des 9 premiers mois de l'année 1966 et, comparativement à cette même période de l'année 1965, on remarquera une augmentation du nombre des décès par maladies infectieuses à l'exception de la mortalité attribuée à la grippe :

- 70 décès par coqueluche contre 26;
- 30 décès par rougeole contre 13;
- 171 décès par autres maladies infectieuses contre 144;
- 106 décès par grippe contre 169.

Les autres causes de décès sont en diminution ou stationnaires. Citons, parmi celles qui sont en diminution : les méningites, encéphalites, les pneumonies, broncho-pneumonies.

Dans son ensemble, l'évolution actuelle de la mortalité fœtale d'une part, de la mortalité infantile d'autre part est satisfaisante.

(3) Voir note (7) au bas du tableau II.

(4) Voir note (9) au bas du tableau II.

(5) Voir note (8) au bas du tableau II.

MORTALITÉ GÉNÉRALE DANS UN CERTAIN NOMBRE DE VILLES (1)

TROISIÈME TRIMESTRE 1966

(Résultats provisoires.)

Les résultats présentés se rapportent à la mortalité générale enregistrée dans un certain nombre de villes de France dont la population représente au total 13 000 000 (2) d'habitants.

Les comparaisons des taux (3) de mortalité :

1° entre les troisièmes trimestres des années 1965 et 1966,

2° entre les villes,

font apparaître des différences de niveaux de mortalité. Toutefois, il convient de souligner le but conjoncturel (4) de cette statistique, puisque c'est l'évolution des résultats qui est intéressante, plutôt que les nombres eux-mêmes. Notons que le taux de mortalité générale pour l'ensemble des villes qui ont donné des renseignements à la fois pour le troisième trimestre 1966 et le troisième trimestre 1965 s'établit comme suit :

	3 ^e trimestre 1966	3 ^e trimestre 1965
Population	10 232 648	10 232 648
Décès généraux	20 500	20 747
Taux (3) pour 10 000 habitants .	80,1	81,1

Nota. — Signes conventionnels utilisés dans la présente statistique :

... Le renseignement n'était pas encore disponible au moment de la préparation de la présente statistique.

* Le renseignement n'est pas connu.

(1) Seuls sont retenus, dans cette statistique, les actes enregistrés des personnes qui y sont domiciliées.

(2) Population totale recensée en mars 1962 : 13 343 791.

(3) Taux trimestriels calculés sur la base annuelle : ce sont les taux que l'on observerait au cours d'une année si la situation restait pendant toute l'année la même que pendant le trimestre considéré.

(4) L'enquête mensuelle effectuée auprès des villes ne peut tenir compte des actes enregistrés hors de la commune de domicile; de ce fait, les taux reflètent incomplètement le niveau de la mortalité. Ces taux sont calculés pour donner une information sur l'évolution de la mortalité à court terme.

COMMENTAIRES

Parmi les villes ayant donné des renseignements, notons que 43 d'entre elles ont un taux de mortalité générale inférieur à celui enregistré dans ces mêmes villes au cours du trimestre homologue de l'année 1965.

Les villes présentant les plus fortes variations de mortalité générale sont :

Principales villes en diminution			Principales villes en augmentation		
Villes	Taux (1)		Villes	Taux (1)	
	3 ^e trim. 1966	3 ^e trim. 1965		3 ^e trim. 1966	3 ^e trim. 1965
Paris	72,3	75,9	Nice	115,8	107,9
Toulon	74,3	78,1	Nantes	84,5	77,7
Dijon	69,4	76,8	Strasbourg	88,0	81,2
Le Mans	65,8	82,0	St-Etienne	85,2	78,2
Limoges	101,2	108,1	Clerm.-Ferrand	73,9	64,6
Versailles	57,6	71,2	Montpellier	100,8	82,4
Orléans	66,7	75,4	Mulhouse	95,4	79,8
Argenteuil	61,6	65,5	Amiens	100,5	90,3
Avignon	83,5	92,6	Besançon	74,7	58,2
Bourges	81,3	100,0	Poitiers	81,7	71,9

(1) Voir note 3, p. 309.

N. B. — D'autres villes présentent également des variations de mortalité plus ou moins importantes; étant donné le nombre relativement plus restreint de leur population et du nombre des décès, les variations enregistrées présentent un caractère plus aléatoire.

CL. MOINE et L. MAUJOL.

MORTALITÉ GÉNÉRALE

Troisième trimestre 1966 et troisième trimestre 1965.

N : Nombre de décès de personnes domiciliées dans la ville.
T : Taux pour 10 000 habitants calculés sur la base annuelle.

Villes	Population	3 ^e trimestre 1966		3 ^e trimestre 1965	
		N	T	N	T
Paris	2 811 171	5 086	72,3	5 333	75,9
Marseille	783 738	1 860	94,9	1 859	94,9
Lyon	535 784	1 003	74,9	1 017	75,9
Toulouse	330 570	651	78,8	655	79,3
Nice	294 976	854	115,8	796	107,9
Bordeaux	254 122	635	99,9	615	96,8
Nantes	246 227	520	84,5	478	77,7
Strasbourg	233 549	514	88,0	474	81,2
Saint-Etienne	203 633	434	85,2	398	78,2
Lille	199 033	487	97,9
Le Havre	184 133	406	88,2	425	92,3
Toulon	172 586	321	74,3	337	78,1
Grenoble	162 764	276	67,8	263	64,6
Rennes	157 692	252	63,9	258	65,4
Brest	142 901	287	80,3
Dijon	141 104	245	69,4	271	76,8
Reims	138 576	300	86,6	305	88,0
Le Mans	136 083	224	65,8	279	82,0
Clermont-Ferrand	134 263	248	73,9	217	64,6
Nancy	133 532	247	74,0	248	74,3
Rouen	123 474	275	89,1	266	86,2
Montpellier	123 367	311	100,8	254	82,4
Angers	122 269	246	80,5	242	79,2
Limoges	120 596	305	101,2	326	108,1
Roubaix	113 163	325	114,9	310	109,6
Mulhouse	110 735	264	95,4	221	79,8
Amiens	109 869	276	100,5	248	90,3
Metz	109 678	190	69,2	195	71,1
Nîmes	105 199	249	94,7	234	89,0
Besançon	101 729	190	74,7	148	58,2
Tours	96 472	198	82,1	*	*
Caen	95 238	171	71,8	*	*
Versailles	95 149	137	57,6	171	71,2
Tourcoing	90 105	279	123,9	*	*
Orléans	88 105	147	66,7	166	75,4
Perpignan	86 156	207	96,1	*	*
Argenteuil	82 458	127	61,6	135	65,5
Avignon	75 181	157	83,5	174	92,6
Aix-en-Provence	72 696	141	77,6
Troyes	68 898	133	77,2	138	80,1
La Rochelle	68 445	131	76,6	134	78,3
Poitiers	66 222	112	81,7	119	71,9
Lorient	63 924	131	82,0	129	80,7
Bourges	63 479	129	81,3	146	100,0
Saint-Quentin	62 579	135	86,3	131	83,7
Pau	61 448	141	91,8	144	93,7
Saint-Nazaire	59 181	129	87,2	*	*
Cannes	59 173	152	102,7	*	*
Montluçon	58 855	119	80,9	*	*

Mortalité générale (suite).

Villes	Population	3 ^e trimestre 1966		3 ^e trimestre 1965	
		N	T	N	T
Rueil-Malmaison	56 024	53	37,8	57	40,7
Valence	55 023	92	66,9	105	76,3
Colmar	54 264	153	112,8	145	106,9
Roanne	53 203	112	84,2	*	*
Belfort	51 280	96	74,9	93	72,5
Tarbes	50 715	109	86,0	139	109,6
Douai	50 104	82	65,5	*	*
Aulnay-sous-Bois	47 686	59	49,5	*	*
Chambéry	47 447	93	78,4	85	71,7
Saint-Brieuc	47 307	75	63,4
Valenciennes	46 643	105	90,0	*	*
Chalon-sur-Saône	45 993	81	70,4	79	68,7
Annecy	45 715	69	60,4	66	57,7
Châlons-sur-Marne	45 348	95	83,8	76	67,0
Carcassonne	43 709	82	75,0	*	*
Brive-la-Gaillarde	43 683	89	81,5	106	97,1
Montauban	43 401	100	92,6
Laval	43 196	92	85,2	*	*
Lens	42 733	78	73,0	86	80,5
Ajaccio	42 282	63	59,6	*	*
Wattrelos	41 319	78	75,5	*	*
Albi	41 268	85	82,4	87	84,3
Bayonne	41 149	100	97,2
Périgueux	41 134	79	76,8	*	*
Nevers	41 051	82	79,9	*	*
Evreux	40 158	52	51,8	63	62,8
Cherbourg	40 018	58	58,0	78	78,0
Niort	39 165	69	70,5	72	73,5
Cholet	37 557	59	62,8	*	*
Saint-Germain	37 391	51	54,6	53	56,7
Sète	36 816	75	81,5	104	113,0
Blois	36 426	67	73,6	*	*
Saint-Dizier	36 361	39	42,9	*	*
Narbonne	35 899	82	91,4	88	98,1
Bourg-en-Bresse	35 640	49	55,0	67	75,2
Cambrai	35 375	85	96,1	*	*
Agen	35 150	*	*
La Seyne-sur-Mer	34 270	62	72,4	*	*
Vannes	34 107	70	82,1	79	92,6
Chartres	33 992	81	95,3	98	115,3
Mérignac	33 910	39	46,0	*	*
Le Creusot	33 779	71	84,1	*	*
Hyères	33 693	71	84,3	*	*
Rochefort	33 584	72	85,7	*	*
Auxerre	32 961	68	82,5	72	87,4
Vichy	31 332	96	122,5	*	*
Marq-en-Bareuil	29 513	53	71,8	*	*
Denain	29 467	70	95,0	*	*
Montceau-les-Mines	29 364	51	69,5	*	*
Vénissieux	29 260	*	*
Melun	28 796	52	72,2	*	*
Chelles	28 453	29	40,8	*	*
Rezé	28 419	58	81,6	*	*
Compiègne	28 415	*	*
Dunkerque	28 388	37	52,1	*	*

Mortalité générale (suite).

Villes	Population	3 ^e trimestre 1966		3 ^e trimestre 1965	
		N	T	N	T
Vienne	28 163	78	110,8	*	*
Châtelleraut	28 122	74	105,2	62	88,2
Le Puy	28 007	64	91,4	*	*
Mâcon	27 669	59	85,3	*	*
Romans	27 662	62	89,6	*	*
Lomme	27 650	36	52,1	*	*
Maubeuge	27 287	50	73,3	*	*
Laon	27 268	40	58,7	38	55,7
Armentières	27 254	78	114,5	*	*
Saintes	27 159	55	81,0	*	*
Aurillac	27 056	58	85,7	*	*
Alençon	27 024	64	94,7	57	84,4
Talence	26 911	48	71,3	*	*
Firminy	26 402	49	74,2	*	*
Charleville	26 065	67	102,8	*	*
Bergerac	25 971	68	104,7	*	*
Dole	25 863	45	69,6	*	*
Moulins	25 671	62	96,6	49	76,4
Biarritz	25 514	66	103,5	*	*
La Roche-sur-Yon	25 456	44	69,1	66	103,7
Fougères	25 171	61	96,9	*	*
Pessac	24 849	56	90,1	*	*
Oullins	24 788	28	45,2	*	*
Lunéville	24 463	43	70,3	67	109,6
Bègles	24 433	28	46,6	*	*
Dreux	23 494	49	83,4	*	*
La Madeleine	23 381	29	49,4	*	*
Chaumont	23 314	44	75,6	30	51,5
Meaux	23 305	49	84,1	*	*
Saumur	22 876	31	54,2	*	*
Fontainebleau	22 704	58	102,2	*	*
Lisieux	22 472	44	78,3	*	*
Lambersart	22 343	37	66,2	*	*
Gap	21 935	39	71,1	34	62,0
Aubagne	21 889	*	*
Sedan	21 766	42	77,2	*	*
Sens	21 742	51	93,8	*	*
Le Bouscat	21 462	40	74,6	*	*
Orange	21 450	34	63,4	*	*
Libourne	21 399	60	112,5	*	*
Auch	20 834	27	51,8	43	82,6
Tulle	20 799	40	76,9	*	*
Coudekerque	20 757	40	77,1	*	*
Chambon-Feugerolles	20 424	21	41,1	*	*
Morlaix	20 248	23	45,4	*	*
Bar-le-Duc	20 168	34	67,4	33	65,5
Lons-le-Saunier	18 757	30	64,0	42	89,6
Saint-Lô	16 072	36	89,5	*	*
Vesoul	15 376	28	72,8	33	85,8
Digne	13 660	24	70,3	*	*
Guéret	12 577	39	124,0	*	*
Privas	9 207	9	39,1	13	56,5
Groix	8 943	31	138,4	*	*
Foix	8 943	17	76,0	23	102,9

DÉMOGRAPHIE ET STATISTIQUES DE MORTALITÉ

Département de la Seine (1).

TROISIÈME TRIMESTRE 1966

(Résultats provisoires.) (2)

I. — AVERTISSEMENT

Depuis le premier trimestre de l'année 1966, une nouvelle présentation de la démographie et des causes de décès du département de la Seine (1) a été mise en place.

Les données (2) sont désormais rassemblées sous forme de tableaux synoptiques. On peut, de ce fait, suivre plus aisément l'évolution au cours de la présente année de chacun des paramètres étudiés et les comparer aux niveaux qu'ils avaient atteints au cours de l'année précédente.

II. — EXPOSÉ DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES

Le tableau I présente la répartition de la population selon le domicile, le sexe et par grands groupes d'âge.

Le tableau II donne un court résumé des principales composantes démographiques enregistrées au cours du troisième trimestre 1966.

Le tableau III permet de suivre l'évolution de ces données au cours de la présente année et de la comparer avec celles enregistrées pendant l'année précédente.

Les tableaux IV et V donnent la répartition de la mortalité selon les principales causes. Le rappel des nombres enregistrés au cours du troisième trimestre 1965 permet des comparaisons et renseigne sur les tendances actuelles de l'évolution des causes de décès.

Les tableaux VI et VII, relatifs à la mortalité infantile, font connaître la répartition de ces décès selon les principales affections.

(1) Dans ses limites antérieures au texte réorganisant la région parisienne.

(2) Les données statistiques de base sont fournies par l'I.N.S.E.E. (Direction régionale de Paris).

Le tableau VIII résume les tableaux démographiques et permet une comparaison rapide avec les résultats enregistrés au cours du trimestre homologue de l'année 1965.

Les graphiques (1 à 7) permettent une représentation rapide de l'évolution des principales données démographiques.

III. — COMMENTAIRES

a) DÉMOGRAPHIE

Comparaison du troisième trimestre 1966 au troisième trimestre 1965.

Nuptialité.

Le taux de nuptialité (1) est en baisse sensible dans les deux subdivisions du département, la diminution de la nuptialité est de 7 % à Paris, de 4 % en banlieue et de 6 % dans l'ensemble du département.

Natalité.

Le taux de natalité (2) est en légère baisse, aussi bien à Paris qu'en banlieue, la diminution est de 4 % à Paris, de 2 % en banlieue et de 3 % dans l'ensemble du département.

Mortinatalité.

Le taux de mortinatalité (3) est stationnaire à Paris, en diminution en banlieue (—13 %) et en diminution dans l'ensemble du département (—7 %).

Mortalité infantile.

Le taux de mortalité infantile (4) apparaît en diminution dans chacune des subdivisions du département. La chute du taux ressort à 11 % à Paris, à 5 % en banlieue et à 7 % dans l'ensemble du département.

Mortalité fœto-infantile.

Le taux de mortalité fœto-infantile (5) est en diminution aussi bien à Paris qu'en banlieue. Cette diminution est de 5 % à Paris, de 10 % en banlieue et de 7 % dans l'ensemble du département.

(1) Taux de nuptialité : nombre de nouveaux mariés pour 10 000 habitants.

(2) Taux de natalité : nombre de nouveau-nés vivants pour 1 000 habitants.

(3) Taux de mortinatalité : nombre de mort-nés pour 1 000 naissances totales, c'est-à-dire pour 1 000 naissances vivantes et mort-nés.

(4) Taux de mortalité infantile : nombre de décès de moins d'un an pour 1 000 naissances vivantes.

(5) Taux de mortalité fœto-infantile : nombre de mort-nés et de décès de moins d'un an pour 1 000 naissances totales (nés vivants et mort-nés).

Mortalité générale.

Le taux de mortalité générale (6) est en légère diminution, cette diminution est de 4 % à Paris, de 5 % en banlieue et de 5 % dans l'ensemble du département.

Mortalité des personnes de moins de 60 ans.

Le taux de mortalité (7) des personnes de ce grand groupe d'âge n'a que peu varié, le taux était de 2,4 décès pour le troisième trimestre 1965, il est de 2,3 décès pour le troisième trimestre 1966. Notons que ce taux est à un même niveau, quelle que soit la circonscription parisienne envisagée.

Mortalité des personnes de plus de 60 ans.

Le taux de mortalité (8) apparaît en baisse aussi bien à Paris qu'en banlieue. Cette baisse ressort à 4 % à Paris, à 6 % en banlieue et à 5 % dans l'ensemble du département.

b) CAUSES DE DÉCÈS

Comparaison du troisième trimestre 1966 au troisième trimestre 1965.

Décès de tous âges (actes enregistrés).

Tuberculose.

La mortalité attribuée à la tuberculose et, en particulier, à la tuberculose de l'appareil respiratoire a diminué à Paris, alors qu'elle demeure stable en banlieue. L'ensemble de cette mortalité, quelle que soit sa localisation clinique, fait apparaître, par rapport au troisième trimestre 1965, une diminution de 15 % à Paris. Notons que, depuis le début de l'année, le nombre des décès attribués à la tuberculose est en diminution à Paris, alors qu'il demeure sans changement notable en banlieue.

Maladies infectieuses.

L'incidence de la mortalité par maladies infectieuses (tuberculose exceptée) sur la mortalité générale est quasi nulle, étant donné le petit nombre de décès. Ils sont néanmoins en diminution à Paris et en banlieue.

(6) Taux de mortalité générale : nombre de décès de tous âges pour 1 000 habitants.

(7) Taux de mortalité des personnes de moins de 60 ans : nombre de décès de personnes de moins de 60 ans pour 1 000 habitants de moins de 60 ans.

(8) Taux de mortalité des personnes de plus de 60 ans : nombre de décès de personnes de plus de 60 ans pour 1 000 habitants de plus de 60 ans.

Tumeurs.

Le nombre des décès attribués aux tumeurs malignes est en légère diminution. Cette diminution est de 10 % dans l'ensemble du département, elle apparaît plus importante à Paris qu'en banlieue.

— Le nombre des décès par leucémies apparaît sans changement dans l'ensemble du département.

— Le nombre de décès par tumeurs non malignes ressort en diminution à Paris, alors qu'il est sans changement en banlieue.

Maladies cardio-vasculaires.

— Le nombre des décès attribués aux maladies du cœur, y compris l'hypertension artérielle avec répercussion cardiaque, est en légère diminution à Paris, sans changement en banlieue.

— Le nombre des décès attribués aux lésions vasculaires cérébrales ne présente que peu de variations à Paris et aucune en banlieue.

— Le nombre des décès attribués aux autres maladies de l'appareil circulatoire ne présente que peu de modifications.

Affections respiratoires.

Pour l'ensemble du département, la pneumonie et la broncho-pneumonie sont mises en cause un nombre à peu près égal de fois : 91 décès contre 89 au cours du troisième trimestre 1965.

Le nombre des décès attribués aux autres affections respiratoires est, entre les trimestres homologues, sans changement notable.

Alcoolisme.

Le nombre des décès par alcoolisme enregistrés dans le département de la Seine est passé de 60 à 70.

Cirrhose du foie.

Le nombre des décès attribués à la cirrhose du foie est passé de 488 à 455.

Néphrites.

Le nombre des décès attribués à la néphrite est passé, dans le département de la Seine, de 56 à 41.

Morts violentes.

Accidents. — Le nombre des décès par accidents est passé de 609 à 520. Notons que cette légère diminution est surtout le fait du moindre nombre de décès par accidents enregistrés à Paris.

Suicide. — Le nombre des décès par suicide est stable. On a enregistré 113 décès par suicide au cours du troisième trimestre 1966 et 112 au cours du troisième trimestre 1965.

Autres morts violentes. — Le nombre des décès est passé de 15 à 4.

Décès de moins d'un an.

Les causes de décès les plus fréquentes sont :

	3 ^e trimestre 1966	3 ^e trimestre 1965
Les malformations congénitales	113	111
La prématurité	71	70
Les lésions dues à l'accouchement	49	59

Ces causes déterminant à elles seules plus de 60 % des décès d'enfants de moins d'un an.

CL. MOINE et J. MOQUAY.

TABLEAU I
Population du département de la Seine.
(Recensement de 1962.)

Lieu de domicile		Tous âges (nombres absolus)	en %	Moins de 60 ans (nombres absolus)	en %	Plus de 60 ans (nombres absolus)	en %
Paris.	Sexe masculin ...	1 281 184	45,8	1 071 395	48,0	209 789	36,8
	Sexe féminin	1 517 627	54,2	1 157 033	52,0	360 594	63,2
	Deux sexes	2 798 811	100,0	2 228 428	100,0	570 383	100,0
Banlieue.	Sexe masculin ...	1 399 960	49,0	1 231 299	50,6	168 661	39,4
	Sexe féminin	1 459 050	51,0	1 200 395	49,4	258 655	60,6
	Deux sexes	2 859 010	100,0	2 431 694	100,0	427 316	100,0
Seine.	Sexe masculin ...	2 681 144	47,4	2 302 694	49,4	378 450	37,8
	Sexe féminin	2 976 677	52,6	2 357 428	50,6	619 249	62,2
	Deux sexes	5 657 821	100,0	4 660 122	100,0	997 699	100,0

TABLEAU II

Démographie du
Troisième

Circonscription d'enregistrement	Mois	Nombre de mariages	Naissances			Décès				
			Total	Domiciliés à Paris	Domiciliés en Banlieue	Domiciliés hors de Seine	Total	Domiciliés à Paris	Domiciliés en Banlieue	Domiciliés hors de Seine
			1	2	3	4	5	6	7	8
Paris.	Juillet	2 807	3 630	2 497	799	334	2 227	1 525	435	277
	Août	1 010	3 505	2 399	763	343	2 126	1 447	433	246
	Septembre	1 425	3 617	2 419	859	339	2 225	1 554	402	269
	<i>Total</i>	5 242	10 752	7 315	2 421	1 016	6 578	4 526	1 270	782
Banlieue.	Juillet	2 995	4 541	579	3 217	745	1 593	187	1 288	118
	Août	814	4 304	597	3 020	687	1 476	181	1 177	118
	Septembre	1 573	4 170	567	2 917	686	1 593	192	1 269	132
	<i>Total</i>	5 382	13 015	1 743	9 154	2 118	4 662	560	3 734	368
Seine.	Juillet	5 802	8 171	3 076	4 016	1 079	3 820	1 712	1 723	385
	Août	1 824	7 809	2 996	3 783	1 030	3 602	1 628	1 610	364
	Septembre	2 998	7 787	2 986	3 776	1 025	3 818	1 746	1 671	401
	<i>Total</i>	10 624	23 767	9 058	11 575	3 134	11 240	5 086	5 004	1 150

département de la Seine.
trimestre 1966.

Total	Domiciliés à Paris	Domiciliés en Banlieue	Domiciliés hors de Seine	Décès de moins d'un an.				Décès de 60 ans et plus				Mort-nés			
				Total	Domiciliés à Paris	Domiciliés en Banlieue	Domiciliés hors de Seine	Total	Domiciliés à Paris	Domiciliés en Banlieue	Domiciliés hors de Seine	Total	Domiciliés à Paris	Domiciliés en Banlieue	Domiciliés hors de Seine
				10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
96	38	29	29	1 504	1 122	255	127	77	50	17	10				
84	29	36	19	1 467	1 082	277	108	54	36	13	5				
85	33	25	27	1 505	1 178	226	101	66	37	18	11				
265	100	90	75	4 476	3 382	758	336	197	123	48	26				
33	2	24	7	1 171	147	960	64	61	10	38	13				
33	1	21	11	1 108	146	892	70	51	4	40	7				
26	2	17	7	1 202	141	977	84	62	8	43	11				
92	5	62	25	3 481	434	2 829	218	174	22	121	31				
129	40	53	36	2 675	1 269	1 215	191	138	60	55	23				
117	30	57	30	2 575	1 228	1 169	178	105	40	53	12				
111	35	42	34	2 707	1 319	1 203	185	128	45	61	22				
357	105	152	100	7 957	3 816	3 587	554	371	145	169	57				

TABLEAU III
Principales composantes démographiques.

	Année	Premier trimestre	Deuxième trimestre	Troisième trimestre	Quatrième trimestre	
<i>Mariages enregistrés :</i>						
A Paris	1965	21 975	4 322	6 688	5 644	5 321
	1966		4 213	5 884	5 242	
En Banlieue	1965	20 618	3 721	6 548	5 573	4 776
	1966		3 947	6 133	5 382	
Dans la Seine	1965	42 593	8 043	13 236	11 217	10 097
	1966		8 160	12 017	10 624	
<i>Taux de nuptialité (taux pour 10 000 habitants).</i>						
Paris	1965	157	123	191	161	152
	1966		120	168	150	
Banlieue	1965	144	104	183	156	133
	1966		110	172	150	
Seine	1965	151	114	187	159	144
	1966		115	170	150	
<i>Naissances enregistrées :</i>						
A Paris	1965	47 653	12 109	12 762	11 458	11 324
	1966		11 738	12 656	10 752	
En Banlieue	1965	52 900	13 447	13 999	12 805	12 649
	1966		13 396	14 843	13 015	
Dans la Seine	1965	100 553	25 556	26 761	24 263	23 973
	1966		25 134	27 499	23 767	
<i>Naissances d'enfants de mères domiciliées à Paris.</i>						
Lieu de naissance :						
Paris	1965	31 965	8 167	8 649	7 504	7 645
	1966		7 942	8 460	7 315	
Banlieue	1965	7 670	1 926	2 100	1 866	1 778
	1966		1 877	2 124	1 743	
Seine	1965	39 635	10 093	10 749	9 370	9 423
	1966		9 819	10 584	9 058	
<i>Naissances d'enfants de mères domiciliées en Banlieue.</i>						
Lieu de naissance :						
Paris	1965	11 319	2 896	2 925	2 884	2 614
	1966		2 670	2 962	2 421	
Banlieue	1965	36 912	9 431	9 706	8 920	8 855
	1966		9 400	10 235	9 154	
Seine	1965	48 231	12 327	12 631	11 804	11 469
	1966		12 070	13 197	11 575	

TABLEAU III (suite).

	Année	Premier trimestre	Deuxième trimestre	Troisième trimestre	Quatrième trimestre	
<i>Naissances d'enfants de mères domiciliées hors du département de la Seine.</i>						
Lieu de naissance :						
Paris	1965	4 369	1 046	1 188	1 070	1 065
	1966		1 126	1 234	1 016	
Banlieue	1965	8 318	2 090	2 193	2 019	2 016
	1966		2 119	2 484	2 118	
Seine	1965	12 687	3 136	3 381	3 089	3 081
	1966		3 245	3 718	3 134	
<i>Taux de natalité (pour 1 000 habitants) selon le lieu du domicile.</i>						
Domicile à Paris	1965	14,2	14,4	15,4	13,4	13,5
	1966		14,0	15,1	12,9	
Domicile en Banlieue ..	1965	16,8	17,2	17,6	16,6	16,0
	1966		16,9	18,4	16,2	
Domicile dans la Seine ..	1965	15,5	15,8	16,5	15,0	14,8
	1966		15,5	16,8	14,6	
<i>Mort-nés enregistrés :</i>						
A Paris	1965	975	276	227	218	254
	1966		231	246	197	
En Banlieue	1965	817	206	229	196	186
	1966		211	204	174	
Dans la Seine	1965	1 792	482	456	414	440
	1966		442	450	371	
<i>Mort-nés de mères domiciliées à Paris.</i>						
Lieu de naissance :						
Paris	1965	585	173	134	127	151
	1966		146	158	123	
Banlieue	1965	113	36	29	23	25
	1966		29	33	22	
Seine	1965	698	209	163	150	176
	1966		175	191	145	
<i>Mort-nés de mères domiciliées en Banlieue.</i>						
Lieu de naissance :						
Paris	1965	257	71	62	58	66
	1966		63	51	48	
Banlieue	1965	571	142	159	141	129
	1966		150	147	121	
Seine	1965	828	213	221	199	195
	1966		213	198	169	

TABLEAU III (suite).

	Année	Premier trimestre	Deuxième trimestre	Troisième trimestre	Quatrième trimestre	
<i>Mort-nés de mères domiciliées hors du département de la Seine.</i>						
Lieu de naissance :						
Paris	1965	133	32	31	33	37
	1966		22	37	26	
Banlieue	1965	133	28	41	32	32
	1966		32	24	31	
Seine	1965	266	60	72	65	69
	1966		54	61	57	
<i>Taux de mortalité (pour 1 000 naissances vivantes et mort-nés) selon le lieu du domicile.</i>						
Domicile à Paris	1965	17,3	20,3	14,9	15,7	18,3
	1966		17,5	17,7	15,8	
Domicile en Banlieue ..	1965	16,8	17,0	17,2	16,6	16,7
	1966		17,3	14,8	14,4	
Domicile dans la Seine ..	1965	17,0	18,5	16,2	16,2	17,4
	1966		17,4	16,1	15,0	
Domicile hors Seine	1965	20,5	18,8	20,9	20,6	21,9
	1966		16,4	16,1	17,9	
<i>Décès de — 1 an enregistrés :</i>						
A Paris	1965	1 232	297	305	295	335
	1966		334	323	265	
En Banlieue	1965	465	137	98	107	123
	1966		124	116	92	
Dans la Seine	1965	1 697	434	403	402	458
	1966		458	439	357	
<i>Décès de — 1 an de population domiciliée à Paris.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	494	125	117	112	140
	1966		129	119	100	
Banlieue	1965	55	16	17	11	11
	1966		17	14	5	
Seine	1965	549	141	134	123	151
	1966		146	133	105	
<i>Décès de — 1 an de population domiciliée en Banlieue.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	416	91	113	100	112
	1966		98	106	90	
Banlieue	1965	279	75	59	63	82
	1966		75	75	62	
Seine	1965	695	166	172	163	194
	1966		173	181	152	

TABLEAU III (suite).

	Année	Premier trimestre	Deuxième trimestre	Troisième trimestre	Quatrième trimestre	
<i>Décès de — 1 an de population domiciliée hors du département de la Seine.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	322	81	75	83	83
	1966		107	98	75	
Banlieue	1965	131	46	22	33	30
	1966		32	27	25	
Seine	1965	453	127	97	116	113
	1966		139	125	100	
<i>Mortalité infantile (taux pour 1 000 naissances vivantes) selon le lieu du domicile (taux trimestriels calculés sur la base annuelle).</i>						
Domicile à Paris	1965	13,8	14,0	12,5	13,1	16,0
	1966		14,9	12,6	11,6	
Domicile en Banlieue ..	1965	14,4	13,5	13,6	13,8	16,9
	1966		14,3	13,7	13,1	
Domicile dans la Seine ..	1965	14,1	13,7	13,1	13,5	16,5
	1966		14,6	13,2	12,5	
<i>Décès de tous âges enregistrés :</i>						
A Paris	1965	32 695	9 687	7 675	7 010	8 323
	1966		8 857	7 853	6 578	
En Banlieue	1965	22 493	6 707	5 232	4 729	5 825
	1966		6 153	5 456	4 662	
Dans la Seine	1965	55 188	16 394	12 907	11 739	14 148
	1966		15 010	13 309	11 240	
<i>Décès de tous âges de population domiciliée à Paris.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	23 141	7 006	5 417	4 792	5 926
	1966		6 206	5 468	4 526	
Banlieue	1965	2 677	788	649	541	699
	1966		745	700	560	
Seine	1965	25 818	7 794	6 066	5 333	6 625
	1966		6 951	6 168	5 086	
<i>Décès de tous âges de population domiciliée en Banlieue.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	6 233	1 784	1 460	1 449	1 540
	1966		1 677	1 488	1 270	
Banlieue	1965	18 138	5 434	4 206	3 821	4 677
	1966		4 956	4 296	3 734	
Seine	1965	24 371	7 218	5 666	5 270	6 217
	1966		6 633	5 784	5 004	

TABLEAU III (suite).

	Année	Premier trimestre	Deuxième trimestre	Troisième trimestre	Quatrième trimestre	
<i>Décès de tous âges de population domiciliée hors du département de la Seine.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	3 321	897	798	769	857
	1966		974	897	782	
Banlieue	1965	1 678	485	377	367	449
	1966		452	460	368	
Seine	1965	4 999	1 382	1 175	1 136	1 306
	1966		1 426	1 357	1 150	
<i>Mortalité générale (taux pour 1 000 habitants selon le lieu du domicile (taux trimestriels calculés sur la base annuelle).</i>						
Domicile à Paris	1965	9,2	11,1	8,7	7,6	9,4
	1966		9,9	8,8	7,3	
Domicile en Banlieue ..	1965	8,5	10,1	7,9	7,4	8,7
	1966		9,3	8,1	7,0	
Domicile dans la Seine ..	1965	8,9	10,6	8,3	7,5	9,1
	1966		9,6	8,4	7,1	
<i>Décès de personnes de plus de 60 ans d'âge.</i>						
Décès enregistrés :						
A Paris	1965	22 735	6 893	5 288	4 749	5 805
	1966		6 287	5 407	4 476	
En Banlieue	1965	17 123	5 218	3 966	3 529	4 410
	1966		4 742	4 063	3 481	
Dans la Seine	1965	39 858	12 111	9 254	8 278	10 215
	1966		11 029	9 470	7 957	
<i>Décès de personnes de plus de 60 ans d'âge de population domiciliée à Paris.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	17 494	5 387	4 048	3 560	4 499
	1966		4 822	4 125	3 382	
Banlieue	1965	2 050	599	479	428	544
	1966		593	537	534	
Seine	1965	19 544	5 986	4 527	3 988	5 043
	1966		5 415	4 662	3 816	

TABLEAU III (suite).

	Année	Premier trimestre	Deuxième trimestre	Troisième trimestre	Quatrième trimestre	
<i>Décès de personnes de plus de 60 ans d'âge de population domiciliée en Banlieue.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	3 841	1 089	897	912	943
	1966		1 055	923	758	
Banlieue	1965	14 066	4 327	3 263	2 893	3 583
	1966		3 887	3 256	2 829	
Seine	1965	17 907	5 416	4 160	3 805	4 526
	1966		4 942	4 179	3 587	
<i>Décès de personnes de plus de 60 ans d'âge de population domiciliée hors du département de la Seine.</i>						
Lieu du décès :						
Paris	1965	1 400	417	343	277	363
	1966		410	359	336	
Banlieue	1965	1 007	292	224	208	283
	1966		262	270	218	
Seine	1965	2 407	709	567	485	646
	1966		672	629	554	
<i>Mortalité des personnes de plus de 60 ans (taux pour 1 000 habitants de l'âge considéré) selon le domicile (taux trimestriels calculés sur la base annuelle).</i>						
Domicile à Paris	1965	34,3	42,0	31,8	28,0	35,4
	1966		38,0	32,7	26,8	
Domicile en Banlieue ..	1965	41,9	50,5	38,8	35,5	42,3
	1966		46,2	39,1	33,6	
Domicile dans la Seine ..	1965	37,6	45,8	34,7	31,3	38,4
	1966		41,6	35,4	29,7	
<i>Mortalité des personnes de moins de 60 ans (taux pour 1 000 habitants de l'âge considéré) (taux trimestriels calculés sur la base annuelle).</i>						
Domicile à Paris	1965	2,82	3,34	2,76	2,52	2,84
	1966		2,76	2,70	2,28	
Domicile en Banlieue ..	1965	2,65	2,96	2,48	2,42	2,78
	1966		2,78	2,64	2,33	
Domicile dans la Seine ..	1965	2,73	3,10	2,61	2,42	2,80
	1966		2,77	2,67	2,31	

TABLEAU IV

Statistique trimestrielle des causes de décès (1).

(Résultats provisoires.)

Source : I. N. S. E. E. — Circonscription (2) : Paris.

Numéros (3)	Causes de décès	3 ^e trimestre 1966			3 ^e trimestre 1965		
		Nombre de décès			Nombre de décès		
		Les deux sexes	Sexe masculin	Sexe féminin	Les deux sexes	Sexe masculin	Sexe féminin
001 à 008	Tuberculose de l'appareil respiratoire	67	40	27	77	51	26
010	Tuberculose des méninges et du système nerveux central	2	1	1	2	1	1
011 à 019	Tuberculose, toutes autres formes	7	2	5	10	5	5
020 à 029	Syphilis	12	7	5	16	9	7
040	Fièvre typhoïde	—	—	—	—	—	—
041	Fièvres paratyphoïdes	—	—	—	—	—	—
044	Brucellose	—	—	—	—	—	—
050	Scarlatine	—	—	—	—	—	—
053	Septicémies diverses	13	5	8	17	5	12
055	Diphtérie	—	—	—	—	—	—
056	Coqueluche	2	1	1	1	1	—
057	Méningite cérébro-spinale	1	1	—	1	1	—
061	Tétanos	3	1	2	7	5	2
080	Poliomyélite	2	2	—	1	—	1
082	Encéphalite infectieuse aiguë	—	—	—	2	—	2
084	Variole	—	—	—	—	—	—
085	Rougeole	—	—	—	—	—	—
092	Hépatite infectieuse	3	1	2	1	—	1
480 à 483	Grippe	—	—	—	4	2	2
					10	5	5
(a)	Autres maladies infectieuses et parasitaires	5	3	2	8	5	3
140 à 203, 205	Tumeurs malignes (non compris les leucémies)	1 541	846	695	1 772	981	791
204	Leucémies	67	44	23	77	43	34
210 à 239	Tumeurs non malignes ou non qualifiées	81	40	41	140	73	67
260	Diabète sucré	107	36	71	133	63	70
330 à 334	Lésions vasculaires cérébrales	503	221	282	556	263	293
400 à 443	Maladies du cœur (b)	905	471	434	1 097	572	525
440 à 468	Autres maladies de l'appareil circulatoire	181	95	86	206	105	101
490 à 493, 763	Pneumonie, broncho-pneumonie (c)	43	23	20	54	22	32
(d)	Autres affections respiratoires	115	75	40	103	56	47
307, 322	Alcoolisme	42	34	8	38	26	12
581	Cirrhose du foie	262	155	107	313	178	135
590 à 594	Néphrite	23	10	13	34	23	11
Reste.	Autres maladies	872	415	457	1 045	550	495
E 800 à 962	Accidents	330	178	152	409	213	196
E 963, 970 à 979	Suicides	64	37	27	62	40	22
E 964, 965, 980 à 999	Autres morts violentes	2	2	—	7	5	2
794	Sénilité	176	47	129	203	55	148
780 à 795 (non compris 794).	Causes indéterminées (non déclarées ou mal définies) (e)	511	277	234	606	361	245
	Total (toutes causes) (f)	5 942	3 070	2 872	7 001	3 714	3 287

(1) Tous âges; la statistique particulière des causes de mortalité infantile (enfants de moins d'un an) fait l'objet du tableau VI.

(2) Circonscription d'enregistrement du décès.

(3) Nomenclature internationale, révision 1955, liste détaillée.

(a) Ensemble des rubriques du chapitre I de la nomenclature, non distinguées par la présente liste.

(b) Y compris l'hypertension artérielle avec répercussion cardiaque.

(c) Y compris la pneumonie du nouveau-né.

(d) Ensemble des rubriques du chapitre VIII de la nomenclature, non distinguées par la présente liste.

(e) Non compris la sénilité sans autre spécification.

(f) Non compris quelques décès connus après l'établissement de la présente statistique.

TABLEAU V
Statistique trimestrielle des causes de décès (1).

(Résultats provisoires.)

Circonscription (2) : Banlieue.

Numéros (3)	Causes de décès	3 ^e trimestre 1966			3 ^e trimestre 1965		
		Nombre de décès			Nombre de décès		
		Les deux sexes	Sexe masculin	Sexe féminin	Les deux sexes	Sexe masculin	Sexe féminin
001 à 008	Tuberculose de l'appareil respiratoire	54	41	13	45	33	12
010	Tuberculose des méninges et du système nerveux central	1	—	1	3	2	1
011 à 019	Tuberculose, toutes autres formes	3	2	1	4	2	2
020 à 029	Syphilis	8	3	5	7	4	3
040	Fièvre typhoïde	—	—	—	2	1	1
041	Fièvres paratyphoïdes	—	—	—	—	—	—
044	Brucellose	—	—	—	1	1	—
050	Scarlatine	—	—	—	—	—	—
053	Septicémies diverses	8	6	2	6	4	2
055	Diphthérie	—	—	—	1	—	1
056	Coqueluche	—	—	—	—	—	—
057	Méningite cérébro-spinale	—	—	—	—	—	—
061	Tétanos	—	—	—	—	—	—
080	Poliomyélite	1	1	—	—	—	—
082	Encéphalite infectieuse aiguë	—	—	—	—	—	—
084	Variole	—	—	—	—	—	—
085	Rougeole	—	—	—	—	—	—
092	Hépatite infectieuse	5	1	4	1	1	—
480 à 483	Grippe	—	—	—	2	2	—
(a)	Autres maladies infectieuses et parasitaires	6	3	3	12	5	7
140 à 203, 205	Tumeurs malignes (non compris les leucémies)	1 182	675	507	1 263	686	577
204	Leucémies	52	28	24	41	26	15
210 à 239	Tumeurs non malignes ou non qualifiées	49	26	23	51	28	23
260	Diabète sucré	81	32	49	77	36	41
330 à 334	Lésions vasculaires cérébrales	404	157	247	402	156	246
400 à 443	Maladies du cœur (b)	789	375	414	795	416	379
440 à 468	Autres maladies de l'appareil circulatoire	159	67	92	148	61	87
490 à 493, 763	Pneumonie, broncho-pneumonie (c)	48	23	25	35	18	17
(d)	Autres affections respiratoires	98	58	40	93	57	36
307, 322	Alcoolisme	28	23	5	22	16	6
581	Cirrhose du foie	193	116	77	175	117	58
590 à 594	Néphrite	18	6	12	22	13	9
Reste.	Autres maladies	546	274	272	570	273	297
E 800 à 962	Accidents	190	90	100	200	98	102
E 963, 970 à 979	Suicides	49	26	23	50	39	11
E 964, 965, 980 à 999	Autres morts violentes	2	2	—	8	5	3
794	Sénilité	182	52	130	231	63	168
780 à 795 (non compris 794)	Causes indéterminées (non déclarées ou mal définies) (e)	493	267	226	449	250	199
	Total (toutes causes) (f)	4 649	2 354	2 295	4 716	2 413	2 303

(1) Tous âges; la statistique particulière des causes de mortalité infantile (enfants de moins d'un an) fait l'objet du tableau VII.

(2) Circonscription d'enregistrement du décès.

(3) Nomenclature internationale, révision 1955, liste détaillée.

(a) Ensemble des rubriques du chapitre I de la nomenclature, non distinguées par la présente liste.

(b) Y compris l'hypertension artérielle avec répercussion cardiaque.

(c) Y compris la pneumonie du nouveau-né.

(d) Ensemble des rubriques du chapitre VIII de la nomenclature, non distinguées par la présente liste.

(e) Non compris la sénilité sans autre spécification.

(f) Non compris quelques décès connus après l'établissement de la présente statistique.

TABLEAU VI

Statistique trimestrielle des causes de mortalité infantile (1).

(Résultats provisoires.)

Source : I. N. S. E. E. — Circonscription (2) : Paris.

Numéros (3)	Causes de décès	3 ^e trimestre 1966			3 ^e trimestre 1965		
		Nombre de décès			Nombre de décès		
		Les deux sexes	Sexe masculin	Sexe féminin	Les deux sexes	Sexe masculin	Sexe féminin
001 à 008	Tuberculose de l'appareil respi- ratoire	—	—	—	—	—	—
010	Tuberculose des méninges et du système nerveux central.....	—	—	—	—	—	—
011 à 019	Tuberculose, toutes autres formes	—	—	—	—	—	—
020 à 029	Syphilis	—	—	—	—	—	—
053	Septicémies diverses	—	—	—	1	1	—
056	Coqueluche	—	—	—	1	1	—
057	Méningite cérébro-spinale.....	—	—	—	—	—	—
082	Encéphalite infectieuse aiguë..	—	—	—	—	—	—
085	Rougeole	—	—	—	—	—	—
480 à 483	Grippe	—	—	—	—	—	—
(a)	Autres maladies infectieuses et parasitaires	—	—	—	—	—	—
340	Méningite (non spéc. méningoc. ou tuberculeuse)	8	6	2	7	5	2
343	Encéphalite (non spéc. infec- tieuse aiguë)	1	1	—	4	2	2
390 à 393	Otite, mastoïdite	—	—	—	—	—	—
490 à 493, 763	Broncho-pneumonie, pneumo- nie (b)	1	1	—	7	1	6
543, 571, 572, 764	Gastro-entérite (c)	1	—	1	4	2	2
754	Malformations congénitales de l'appareil circulatoire	30	17	13	30	19	11
750 à 753, 755 à 759	Autres malformations congéni- tales	55	32	23	56	32	24
760, 761	Lésions dues à l'accouchement.	33	20	13	42	24	18
762	Asphyxie, atélectasie post-na- tales	16	13	3	26	16	10
770	Erythroblastose	4	3	1	5	4	1
771	Maladie hémorragique du nou- veau-né	1	—	1	6	—	3
773.1 *	Toxicose infantile (d).....	4	1	3	—	—	—
773.0 *	Débilité congénitale (sans men- tion de prématurité) (d)....	7	6	1	2	1	1
774 à 776	Prématurité (d)	55	33	22	47	27	20
Reste.	Autres maladies	35	18	17	35	20	15
E 800 à E 999	Accidents et morts violentes...	4	3	1	7	4	3
780 à 795, xxx	Causes indéterminées (non dé- clarées ou mal définies).....	16	11	5	13	7	6
	Total (Toutes causes) (e) :						
	Moins d'un an	271	165	106	293	169	124
	0 à 6 jours	143	90	53	172	101	71
	7 à 27 jours	47	29	18	49	27	22
	28 à 90 jours	41	26	15	37	21	16
	91 à 180 jours	17	9	8	20	15	5
	181 jours à moins d'un an..	23	11	12	15	5	10

(1) Enfants âgés de moins d'un an, mort-nés non compris (enfants nés morts ou décédés avant la déclaration de la naissance, 3 jours francs au maximum).

(2) Circonscription d'enregistrement du décès.

(3) Nomenclature internationale, révision 1955, liste détaillée.

(a) Ensemble des rubriques du chapitre I de la nomenclature, non distinguées par la présente liste.

(b) Y compris la pneumonie du nouveau-né.

(c) Y compris la diarrhée du nouveau-né.

(d) Sans autre spécification permettant de rapporter le décès à une cause mieux définie.

(e) Non compris quelques décès connus après l'établissement de la présente statistique.

* Spécification complémentaire à l'usage de la statistique des causes de mortalité infantile.

TABLEAU VII

Statistique trimestrielle des causes de mortalité infantile (1).

(Résultats provisoires.)

Circonscription (2) : Banlieue.

Numéros (3)	Causes de décès	3 ^e trimestre 1966			3 ^e trimestre 1965		
		Nombre de décès			Nombre de décès		
		Les deux sexes	Sexe masculin	Sexe féminin	Les deux sexes	Sexe masculin	Sexe féminin
001 à 008	Tuberculose de l'appareil respiratoire	—	—	—	—	—	
010	Tuberculose des méninges et du système nerveux central	—	—	—	—	—	
011 à 019	Tuberculose, toutes autres formes	—	—	—	—	—	
020 à 029	Syphilis	—	—	—	—	—	
053	Septicémies diverses	—	—	—	—	—	
056	Coqueluche	—	—	—	—	—	
057	Méningite cérébro-spinale	—	—	—	—	—	
082	Encéphalite infectieuse aiguë	—	—	—	—	—	
085	Rougeole	—	—	—	—	—	
480 à 483	Grippe	—	—	—	—	—	
(a)	Autres maladies infectieuses et parasitaires	—	—	—	—	—	
340	Méningite (non spéc. méningoc. ou tuberculeuse)	1	—	1	3	3	
343	Encéphalite (non spéc. infectieuse aiguë)	—	—	—	—	—	
390 à 393	Otite, mastoïdite	—	—	—	—	—	
490 à 493, 763	Broncho-pneumonie, pneumonie (b)	—	—	—	—	—	
543, 571, 572, 764	Gastro-entérite (c)	—	—	—	1	1	
754	Malformations congénitales de l'appareil circulatoire	17	12	5	12	7	
750 à 753, 755 à 759	Autres malformations congénitales	11	8	3	13	8	
760, 761	Lésions dues à l'accouchement.	16	12	4	17	8	
762	Asphyxie, atélectasie post-natales	5	4	1	8	3	
770	Erythroblastose	3	—	3	2	1	
771	Maladie hémorragique du nouveau-né	1	1	—	2	—	
773.1 *	Toxicose infantile (d)	6	3	3	3	—	
773.0 *	Débilité congénitale (sans mention de prématurité) (d)	1	1	—	1	—	
774 à 776	Prématurité (d)	16	8	8	23	12	
Reste.	Autres maladies	4	2	2	8	4	
E 800 à E 999	Accidents et morts violentes	3	2	1	7	7	
780 à 795, xxx	Causes indéterminées (non déclarées ou mal définies)	9	3	6	3	2	
	Total (Toutes causes) (e) :						
	Moins d'un an	93	56	37	196	57	
	0 à 6 jours	47	28	19	51	28	
	7 à 27 jours	14	10	4	15	9	
	28 à 90 jours	13	9	4	17	8	
	91 à 180 jours	12	5	7	9	3	
	181 jours à moins d'un an	7	4	3	14	9	

(1) Enfants âgés de moins d'un an, mort-nés non compris (enfants nés morts ou décédés avant la déclaration de la naissance, 3 jours francs au maximum).

(2) Circonscription d'enregistrement du décès.

(3) Nomenclature internationale, révision 1955, liste détaillée.

(a) Ensemble des rubriques du chapitre I de la nomenclature, non distinguées par la présente liste.

(b) Y compris la pneumonie du nouveau-né.

(c) Y compris la diarrhée du nouveau-né.

(d) Sans autre spécification permettant de rapporter le décès à une cause mieux définie.

(e) Non compris quelques décès connus après l'établissement de la présente statistique.

* Spécification complémentaire à l'usage de la statistique des causes de mortalité infantile.

TABLEAU VIII

Éléments de démographie du troisième trimestre 1966
et rappel des éléments du troisième trimestre 1965.

	3 ^e trimestre 1966		3 ^e trimestre 1965	
	Nombres absolus	Taux	Nombres absolus	Taux
Nuptialité (1) :				
Paris	5 242	150	5 644	161
Banlieue	5 382	150	5 573	156
Seine	10 624	150	11 217	159
Natalité (2) :				
Paris	9 058	12,9	9 370	13,4
Banlieue	11 575	16,2	11 804	16,6
Seine	20 633	14,6	21 174	15,0
Mortalité infantile (3) :				
Paris	105	11,6	123	13,1
Banlieue	152	13,1	163	13,8
Seine	257	12,5	286	13,5
Mortinatalité (4) :				
Paris	145	15,8	150	15,7
Banlieue	169	14,4	199	16,6
Seine	314	15,0	349	16,2
Mortalité fœto-infantile (5) :				
Paris	250	27,2	273	28,7
Banlieue	321	27,3	362	30,2
Seine	571	27,3	635	29,5
Mortalité générale (6) :				
Paris	5 086	7,3	5 333	7,6
Banlieue	5 004	7,0	5 270	7,4
Seine	10 090	7,1	10 603	7,5
Mortalité des personnes de moins de 60 ans (7) :				
Paris	1 270	2,3	1 345	2,4
Banlieue	1 417	2,3	1 465	2,4
Seine	2 687	2,3	2 810	2,4
Mortalité des personnes de plus de 60 ans (8) :				
Paris	3 816	26,8	3 988	28,0
Banlieue	3 587	33,6	3 805	35,5
Seine	7 403	29,7	7 793	31,2

(1) Mariages et nuptialité enregistrés, taux pour 10 000 habitants.

(2) Naissances et natalité de population domiciliée, taux pour 1 000 habitants.

(3) Décès de moins d'un an et mortalité infantile de population domiciliée, taux pour 1 000 enfants nés vivants.

(4) Mort-nés et mortinatalité de population domiciliée, taux pour 1 000 naissances totales (nés vivants et mort-nés).

(5) Décès de mort-nés et d'enfants de moins d'un an, mortalité fœto-infantile de population domiciliée, taux pour 1 000 naissances totales (nés vivants et mort-nés).

(6) Décès de tous âges et mortalité générale de population domiciliée, taux pour 1 000 habitants.

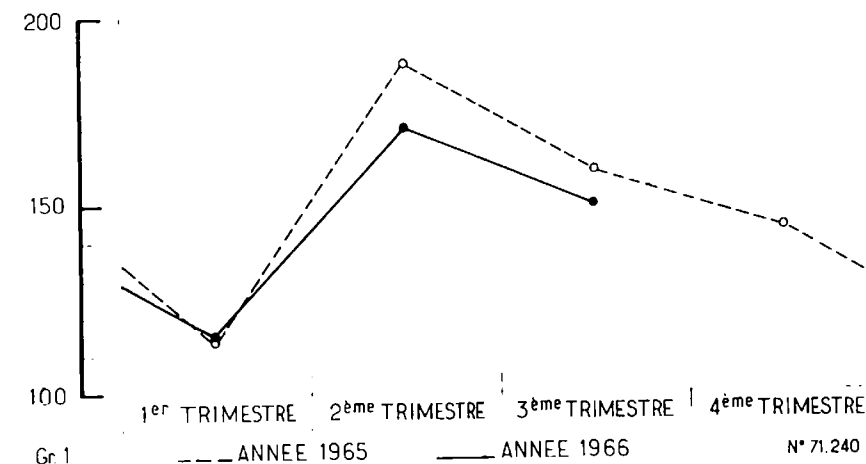
(7) Décès et taux de mortalité de population domiciliée de moins de 60 ans, taux pour 1 000 habitants.

(8) Décès et taux de mortalité de population domiciliée de plus de 60 ans, taux pour 1 000 habitants.

NUPTIALITÉ

(actes enregistrés, département de la Seine).

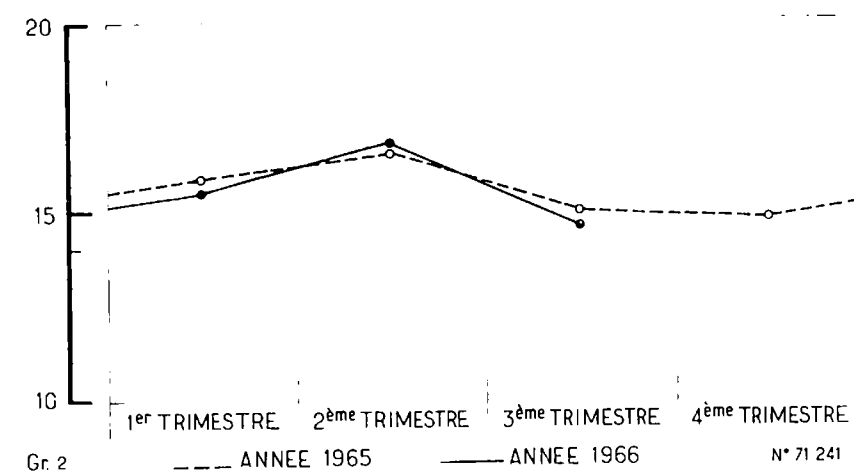
Taux pour 10 000 habitants.



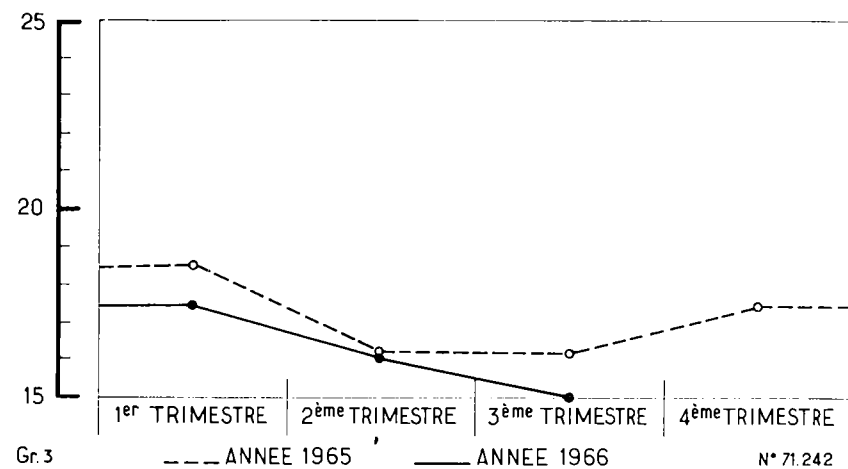
NATALITÉ

(population domiciliée, département de la Seine).

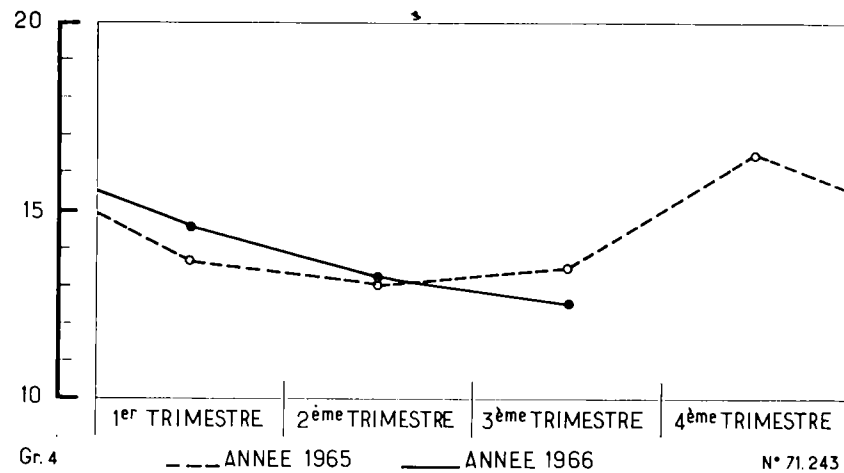
Taux pour 1 000 habitants.



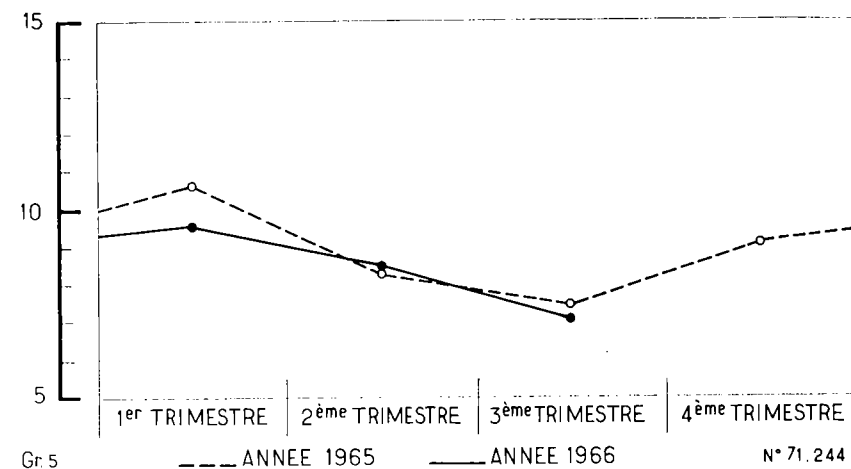
MORTINATALITÉ
(population domiciliée, département de la Seine).
Taux pour 1 000 naissances vivantes et mort-nés.



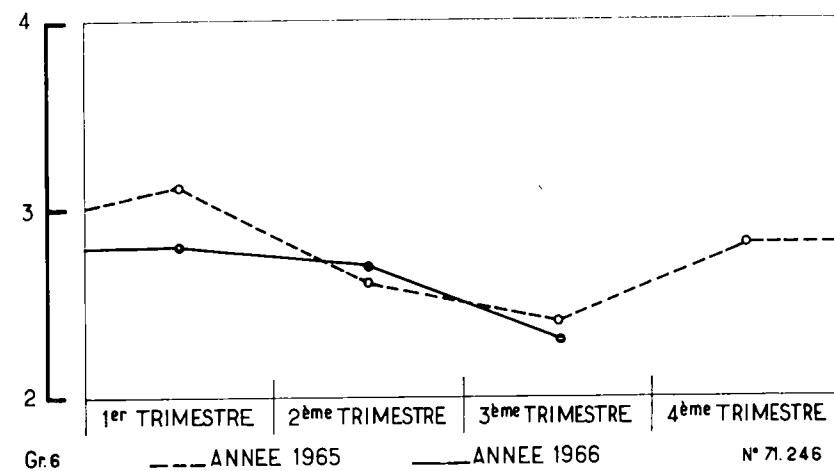
MORTALITÉ INFANTILE
(population domiciliée, département de la Seine).
Taux pour 1 000 naissances vivantes.



MORTALITÉ GÉNÉRALE
(population domiciliée, département de la Seine).
Taux pour 1 000 habitants de tous âges.

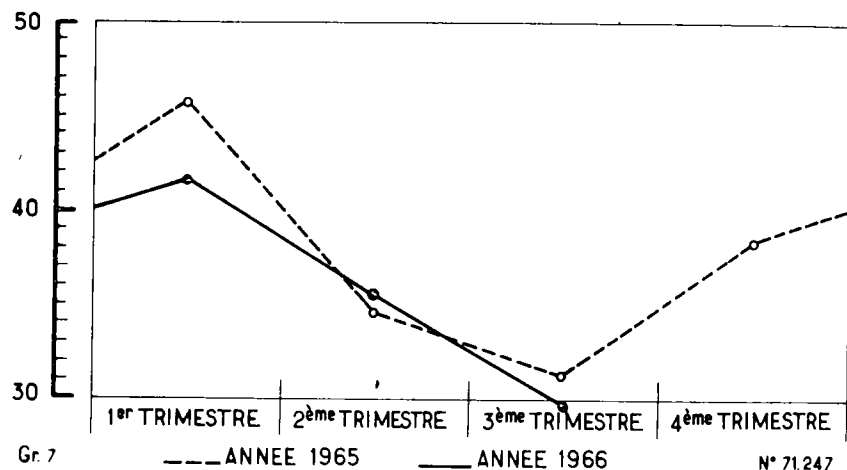


MORTALITÉ DES PERSONNES DE MOINS DE 60 ANS
(population domiciliée, département de la Seine).
Taux pour 1 000 habitants de moins de 60 ans.



MORTALITÉ DES PERSONNES DE PLUS DE 60 ANS
(population domiciliée, département de la Seine).

Taux pour 1 000 habitants de plus de 60 ans.



SECTIONS MÉDICO-SOCIALES.
DONNÉES STATISTIQUES

RAPPORT STATISTIQUE
SUR LE FONCTIONNEMENT DES CENTRES DÉPARTEMENTAUX
DE VACCINATION B. C. G. EN 1965

A. LOTTE, F. HATTON, M. ROZENBERG ET M. BEUST

Les renseignements statistiques concernant la vaccination par le B. C. G. parviennent chaque année à l'I. N. S. E. R. M. par l'intermédiaire des directions départementales d'action sanitaire et sociale. 90 départements métropolitains et 4 départements d'outre-mer ont envoyé leur rapport en 1965. Ce sont les éléments contenus dans ces rapports que nous nous proposons d'analyser.

1. — VACCINATIONS PAR LE B. C. G. EFFECTUÉES EN 1965

1.1. — NOMBRE TOTAL DE SUJETS VACCINÉS (ÂGÉS DE MOINS DE 25 ANS)

835 404 sujets ont été vaccinés en France métropolitaine au cours de l'année 1965. Il existe donc un accroissement du nombre de vaccinations par rapport à l'année précédente (801 070 en 1964), mais moins important que celui observé entre les années 1963-1964 et 1962-1963.

1.2. — VACCINATIONS LÉGALEMENT OBLIGATOIRES
ET VACCINATIONS CHEZ DES « VOLONTAIRES »

On peut distinguer parmi les sujets vaccinés, d'une part, ceux qui sont soumis à l'obligation légale : 794 834 sujets, soit 95 % du nombre global des vaccinés en 1965; d'autre part, ceux qui se sont fait vacciner volontairement : 40 570 sujets, soit 5 % du nombre global des vaccinés en 1965.

Les vaccinations légales effectuées en 1965 l'ont été, soit par les centres départementaux : 734 137 vaccinations (88 % du nombre global des vaccinations), soit par les médecins praticiens : 60 697 (7,3 % du nombre global).

En réalité, ce dernier nombre est probablement plus élevé; toutes les vaccinations individuelles n'étant vraisemblablement pas signalées aux centres B. C. G.

Le tableau I, ci-dessous, donne une récapitulation des vaccinations effectuées au cours des 13 dernières années :

TABLEAU I

Années	Départements qui ont indiqué le nombre de vaccinations effectuées.	Nombre total de vaccinations B. C. G. effectuées annuellement*	Vaccinations obligatoires effectuées chez les assujettis**				Vaccinations effectuées chez les non-assujettis**	
			Dans les centres B. C. G.		Par les médecins praticiens		Nombre	% par rapport au nombre total des vaccinations
			Nombre	% par rapport au nombre total des vaccinations	Nombre	% par rapport au nombre total des vaccinations		
1953	90	22 465						
1954	90	174 484						
1955	90	346 587						
1956	90	528 633						
1957	90	500 050						
1958	90	524 022						
1959	89	522 282						
1960	74	445 215						
1961	85	567 025	525 572	93,0	30 721	5,0	10 732	2,0
1962	88	690 721	633 043	91,0	39 313	6,0	18 365	3,0
1963	90	727 497	663 230	92,0	42 486	5,0	21 781	3,0
1964	90	801 070	709 337	88,5	63 014	8,0	28 719	3,5
1965	90	835 404	734 137	88,0	60 697	7,3	40 570	5,0

(*) De 1953 à 1963, on a tenu compte : soit des chiffres indiqués par les directions départementales de la Santé, soit des chiffres indiqués par les dispensaires anti-tuberculeux (en l'absence de renseignements des directions départementales).

(**) Renseignements non communiqués de 1953 à 1960.

1.3. — NOMBRE DE VACCINATIONS PAR GROUPES D'ÂGE

Alors que les 90 départements de la France métropolitaine ont indiqué le nombre global des sujets vaccinés en 1965 (Annexe I), la subdivision par groupes d'âge n'est indiquée que par certains d'entre eux :

63 départements seulement mentionnent le nombre de vaccinations chez les écoliers des classes préparatoires, âgés de 6 à 7 ans (Annexe II) : 148 915.

29 départements seulement mentionnent le nombre de vaccinations :

— chez les enfants d'âge pré-scolaire (moins de 6 ans : Annexe III) : 20 114;

— chez les écoliers âgés de 7 à 14 ans (Annexe IV) : 134 081;

— chez les sujets âgés de plus de 15 ans (Annexe V) : 25 566.

Cette insuffisance de renseignements nous gênera beaucoup, comme nous le verrons, lorsque nous essaierons d'évaluer le rendement de la campagne de vaccination.

2. — RENDEMENT DE LA CAMPAGNE DE VACCINATION EN 1965

2.1. — REMARQUES PRÉLIMINAIRES

Le nombre de sujets vaccinés annuellement en France augmente progressivement. Mais cette augmentation traduit-elle l'accroissement du nombre d'assujettis ou l'amélioration du rendement effectif des campagnes de vaccination ?

Ce rendement, qui reflète à la fois l'activité des services chargés de la vaccination et la participation de la population aux mesures législatives et réglementaires, s'exprime par un « indice » dont le numérateur est représenté par le nombre des *sujets vaccinés*, et le dénominateur par le nombre des sujets soumis à l'obligation légale de la vaccination ou « *assujettis* ».

Deux indices, indiquant à quel degré le B. C. G. est appliqué, pourraient être calculés :

— ensemble des sujets vaccinés (quelle que soit l'ancienneté de leur vaccination) présents pendant l'année considérée par rapport à l'ensemble des assujettis présents pendant cette même année;

— sujets vaccinés au cours de l'année par rapport aux assujettis présents pendant cette même année et non encore vaccinés (enfants arrivés à l'âge légal du B. C. G., nouveaux venus par suite d'un changement de résidence, ou sujets ayant précédemment échappé à la vaccination).

Dans l'un et l'autre cas, il faut connaître le nombre des assujettis, celui-ci devant résulter du recensement d'un fichier départemental régulièrement mis à jour.

Bien entendu, il ne peut être question d'établir un indice en rapportant à l'effectif actuel des assujettis le nombre cumulé de vaccinations effectuées par le

service départemental pendant plusieurs années : cet indice ne pourrait être significatif que si la population du département était restée parfaitement stable, ce qui n'est habituellement pas le cas.

Il n'est pas satisfaisant, non plus, de calculer l'indice en rapportant le nombre des enfants et adolescents vaccinés au cours de l'année à l'effectif global des sujets de tous âges. La majorité de ceux-ci est, en effet, déjà infectée et n'est par conséquent pas candidate à la vaccination. L'indice manquerait donc de fidélité et risquerait même d'être trouvé indûment bas dans des départements à population âgée, comparativement à d'autres départements à population plus jeune.

Connaissons-nous le nombre des assujettis visés par la loi, pour l'ensemble des départements français en 1965 ?

Malheureusement, l'effectif des assujettis ne figure que rarement dans les rapports de 1965 (comme dans ceux des années précédentes), et, lorsqu'il est indiqué, il est souvent difficile de se rendre compte s'il s'agit des assujettis « théoriques » ou des assujettis « réels » (non encore vaccinés, tuberculino-négatifs). Ceci, en raison des divergences d'interprétation du terme « assujetti » et des problèmes de recensement propres à chacune des catégories d'assujettis visés par la loi.

Aussi est-il impossible de calculer, pour l'ensemble des départements, l'indice, pourtant essentiel, qui indiquerait à quel degré le B. C. G. a été appliqué pendant l'année considérée aux assujettis non encore vaccinés. Par contre, on nous indique presque toujours le nombre d'assujettis convoqués.

Mais ce terme n'est pas non plus univoque. Suivant les départements, il désigne : soit les assujettis « théoriques » des catégories visées par la loi, sans sélection préalable, celle-ci étant faite lors de la consultation au service B. C. G.;

— soit les assujettis « réels », c'est-à-dire non vaccinés précédemment, sans que cette sélection tienne compte du test tuberculinique (qui sera effectué par le service B. C. G.);

— soit les assujettis vraiment « candidats » à la vaccination, c'est-à-dire non vaccinés et tuberculino-négatifs, ces listes de « négatifs » étant par exemple transmises au service du B. C. G. par les services scolaires (il est parfois possible, compte tenu du délai écoulé entre le test scolaire et le test de contrôle pré-vaccinal, que des sujets soient trouvés « positifs » parmi ceux initialement signalés comme « négatifs »).

Enfin, l'effectif des « assujettis convoqués » (quelle qu'en soit la signification) correspond, suivant les régions : ou bien à l'ensemble du département, ou bien à une partie seulement de celui-ci.

Aussi le pourcentage par rapport aux assujettis convoqués, d'une part des sujets « ayant satisfait à la loi », d'autre part des sujets vaccinés, ne permet-il de connaître : ni la fraction exacte des assujettis qui a bénéficié du B. C. G., ni l'activité et le fonctionnement des services chargés de l'application des mesures réglementaires. Par contre, cet indice reflète l'acceptation des assujettis (ou de leur famille) à l'égard de la vaccination à laquelle ils sont soumis.

2.2 — INFORMATIONS RELATIVES A L'ENSEMBLE DES SUJETS ÂGÉS DE MOINS DE 25 ANS (Annexe I).

Il est impossible, pour les raisons que nous venons d'exposer, de calculer le pourcentage de sujets vaccinés en 1965 par rapport aux assujettis « réels », non vaccinés précédemment.

Nous ne pouvons calculer que le pourcentage de vaccinés par rapport aux assujettis convoqués. Encore ne pouvons-nous le faire que pour 82 départements, les 8 autres ayant omis d'inscrire le nombre de sujets convoqués, comme l'indique le tableau II :

TABLEAU II

Années	Nombre de départements ayant inscrit le nombre d'assujettis convoqués*	Nombre d'assujettis convoqués en vue de la vaccination	Assujettis ayant présenté une contre-indication		Assujettis vaccinés		Assujettis ayant satisfait à la loi**	
			Nombre	% par rapport aux assujettis convoqués	Nombre	% par rapport aux assujettis convoqués	Nombre	% par rapport aux assujettis convoqués
1961*	81	1 374 445	95 202	7	551 389	40	742 307	54
1962*	82	1 113 365	92 167	8	580 646	52	762 824	68
1963*	84	1 311 051	83 307	7	661 542	50	839 189	64
1964*	84	1 324 445	91 139	7	725 445	55	906 485	69
1965*	82	1 367 093	86 213	6,3	792 024	55	953 745	70

(*) Certains départements qui nous avaient adressé leur rapport n'avaient pas inscrit le nombre de sujets convoqués; d'autres nous avaient donné à cette rubrique un renseignement que nous n'avons pu utiliser pour ce rapport statistique; le nombre de sujets convoqués étant inférieur au nombre de sujets vaccinés :
en 1961 : 4 départements : Basses-Alpes, Indre-et-Loire, Lozère et Deux-Sèvres;
en 1962 : 6 départements : Basses-Alpes, Aube, Indre-et-Loire, Lozère, Seine, Deux-Sèvres;
en 1963 : 6 départements : Basses-Alpes, Landes, Lozère, Seine-Maritime, Deux-Sèvres, Territoire de Belfort;
en 1964 : 6 départements : Aube, Lozère, Seine-Maritime, Deux-Sèvres, Somme, Var;
en 1965 : 8 départements : Hautes-Alpes, Calvados, Cher, Indre-et-Loire, Landes, Meuse, Somme, Var.

(**) Nous n'avons pas mentionné sur ce tableau, parmi les assujettis ayant satisfait à la loi, les assujettis trouvés tuberculino-positifs au test de contrôle.

On peut remarquer que l'acceptation des assujettis est loin d'être totale, puisque 70 % seulement des sujets convoqués ont « satisfait à la loi » et que, parmi ces derniers, 6 % ont présenté une contre-indication.

Ces pourcentages sont notablement différents suivant les départements, variant de 47 % à 100 % pour le premier et de 20 % à 1 % pour le second.

L'interprétation de ces cas étiquetés « contre-indication » est d'ailleurs difficile : il peut s'agir de contre-indications attestées (sinon justifiées) par un certificat médical; il peut s'agir aussi de cas où, à cause d'autres vaccinations, le B. C. G. a été différé. Il y aurait intérêt à dissocier ces deux rubriques de signification différente dans l'exposé du rapport annuel des centres départementaux.

2.3. — INFORMATIONS RELATIVES AUX ENFANTS ÂGÉS DE 6 A 7 ANS (Annexe II).

Il s'agit d'enfants entrant en classe préparatoire en 1965 : ils représentent une partie de ceux visés par le paragraphe 3 de la loi du 5 janvier 1950.

Les enfants plus âgés ayant dû, en principe, être précédemment vaccinés, les jeunes écoliers de 6 ans doivent constituer la majorité des nouveaux assujettis de l'année.

Or, il est intéressant d'étudier séparément ce groupe d'âge, car, même si les rapports départementaux n'en indiquent pas l'effectif, nous pouvons en avoir une estimation grâce aux renseignements émanant des services démographiques.

Dans les 63 départements qui, en 1965, ont donné pour ce groupe d'âge les renseignements relatifs aux enfants convoqués et vaccinés, l'effectif est évalué à 513 671.

On peut résumer les faits sur le tableau III, ci-dessous :

TABLEAU III

	Nombre	% par rapport	
		au nombre total d'assujettis	aux assujettis convoqués
Ensemble des assujettis « théoriques » de 63 départements (enfants âgés de 6 à 7 ans en 1965)	513 671	100	
Assujettis convoqués	282 262	55	100
Assujettis ayant satisfait à la loi	178 090	35	63
présentant un certificat de contre-indication	18 728	4	7
dont } trouvés tuberculino-positifs au test de contrôle	10 447	2	3
trouvés tuberculino-négatifs et vaccinés	148 915	29	53
Assujettis convoqués n'ayant pas satisfait à la loi	104 172	20	37
Assujettis non convoqués	231 409	45	

Ces résultats sont sensiblement comparables à ceux de l'année passée, comme le montre le tableau IV :

TABLEAU IV

	% p. r. assujettis « théoriques »		% p. r. assujettis convoqués	
	1964	1965	1964	1965
Assujettis convoqués	50	55		
Assujettis ayant satisfait à la loi	34	35	67	63
dont vaccinés	27	29	54	53

Certes, ces résultats (tenant compte des pourcentages par rapport aux assujettis « théoriques ») doivent être rectifiés. En effet, sur la base de certaines études, nous pouvons admettre qu'environ 5 % des enfants de cet âge entrant en classe préparatoire sont déjà infectés et environ 10 % sont déjà vaccinés. Orant ces 15 % (77 000), l'effectif des assujettis devant être convoqués serait de 437 000 enfants.

On peut admettre également qu'environ 10 % d'entre eux présentent une contre-indication temporaire à la vaccination par le B. C. G. (par exemple, maladie aiguë, autres vaccinations obligeant à différer le B. C. G., etc.).

Il reste donc 393 000 enfants, dont presque 149 000 ont reçu le B. C. G. : c'est-à-dire 38 % seulement des enfants qui devraient en bénéficier.

Enfin, il faut tenir compte du fait que certains départements convoquent les nouveaux écoliers assujettis, non pas au cours de la première année, mais au cours de la seconde année scolaire. Par conséquent, parmi les enfants âgés de 6 à 7 ans dont nous venons de parler, certains n'échappent que temporairement à la vaccination.

La proportion des assujettis vaccinés est donc un peu moins défavorable que celle qui est indiquée sur le tableau III où ne figurent pas les rectifications (29 %). Mais elle n'en est pas moins anormalement faible.

2.4. — INFORMATIONS CONCERNANT LES SUJETS D'AUTRES GROUPES D'ÂGE

Ces renseignements nous ont été fournis par 29 départements seulement. Ils figurent sur le tableau V, ci-dessous :

Comme on le voit, l'acceptation n'est guère différente suivant l'âge (à peine les trois quarts des sujets convoqués) et le pourcentage de contre-indications est tout à fait similaire : 7 ou 8 %.

TABLEAU V

	Assujettis âgés de		
	< 6 ans	7-14 ans	≥ 15 ans
Nombre d'assujettis convoqués dans 29 départements	33 875	239 555	53 395
Assujettis ayant satisfait à la loi (y compris sujets trouvés tuberculino-positifs) } Nombre %	23 977 71 %	172 276 72 %	38 928 73 %
Dont assujettis : présentant un certificat de contre-indication	2 808 8 %	20 160 8 %	3 586 7 %
Vaccinés	20 114 59 %	134 081 56 %	25 566 48 %

Comme nous l'avons déjà dit, nous ne pouvons évaluer le degré d'application du B. C. G. dans ces groupes d'âge, puisque nous ne connaissons pas le nombre d'assujettis réels : ces effectifs ne sont que rarement indiqués dans les rapports départementaux et nous ne pouvons les trouver, à l'échelon national, par la voie des services démographiques.

Mais il doit être possible de les recenser, de façon exacte ou approchée, à l'échelon départemental.

L'effectif des assujettis âgés de moins de 6 ans, comprenant les enfants placés en collectivités (paragraphe 1 de la loi), les enfants de familles de tuberculeux (paragraphe 2) et les jeunes écoliers des écoles maternelles (paragraphe 3), devrait être connu en s'adressant : aux établissements concernés (crèches, pouponnières, etc.) pour les premiers; aux dispensaires antituberculeux, pour les seconds; aux services scolaires pour les derniers.

De plus, appartiennent aussi à ce groupe d'âge les enfants que certains départements convoquent au cours de l'année qui précède l'entrée à l'école (donc avant qu'ils n'aient 6 ans révolus).

L'effectif des assujettis réels du groupe 7-14 ans et du groupe 15-24 ans ne peut être connu que par le recensement d'un fichier départemental où seraient soigneusement consignées les notions relatives aux tests tuberculiques antérieurs et aux antécédents de B. C. G. Un tel fichier, régulièrement mis à jour, existe sans nul doute dans certains départements pour les écoliers, lycéens et étudiants (paragraphe 3, 4 et 4 bis de la loi). Il serait bon d'en généraliser l'emploi.

Il est, par contre, peu probable qu'il soit déjà organisé à l'échelon départemental pour les autres catégories d'assujettis (ceux visés par les paragraphes 5 à 9 de la loi).

3. — CONCLUSIONS

Il ressort de la présente étude qu'un grand effort reste encore à faire pour généraliser l'application de la vaccination par le B. C. G.

En effet, si le nombre des vaccinations effectuées en France est en constante augmentation, les centres départementaux n'atteignent encore qu'une proportion insuffisante d'assujettis : en 1965, dans 63 départements, un peu plus de la moitié seulement des assujettis âgés de 6 à 7 ans ont été convoqués; un peu plus d'un tiers seulement de l'ensemble des assujettis de ce groupe ont été vaccinés.

Le rendement de la vaccination est donc trop faible, comme le confirme une étude épidémiologique de l'I. N. S. E. R. M. menée dans 4 régions et concernant 130 000 enfants d'âge scolaire, surveillés pendant plusieurs années. Cette surveillance à long terme d'une cohorte d'enfants permet, certes, de constater une importante amélioration du rendement de la vaccination depuis 1962; mais les résultats sont encore nettement inférieurs à ce que l'on pourrait souhaiter.

Pour apprécier ce qui reste encore à accomplir dans ce domaine, il est essentiel de disposer d'informations statistiques rigoureuses. S'il s'avère difficile de les obtenir dès maintenant pour l'ensemble du pays et pour toutes les catégories visées par la loi, on doit les obtenir au moins pour un groupe déterminé d'assujettis : les enfants âgés de 6 à 7 ans. Ceux-ci représentent, en effet, pour l'année considérée, la majorité des assujettis véritablement « candidats » à la vaccination, puisque la fraction de ceux qui sont déjà infectés est faible et que peu d'entre eux ont bénéficié du B. C. G. antérieurement.

ANNEXE I. — Vaccination par le B. C. G. en 1965.
Renseignements fournis par les Centres départementaux, pour les sujets de tous âges.

Départements	Nombre d'assujettis convoqués	Assujettis ayant présenté une contre-indication		Nombre d'assujettis vaccinés				Assujettis ayant satisfait à la loi*		Nombre de vaccinations volontaires chez les non-assujettis	Nombre total de vaccinations
		Nombre	% par rapport aux assujettis convoqués	Par le service de vaccination	Par le médecin traitant	Total assujettis vaccinés		Nombre	% par rapport aux assujettis convoqués		
						Nombre	% par rapport aux assujettis convoqués				
Ain	9 722	1 384	14,2	5 891	99	5 990	61,9	7 553	78	6	5 996
Aisne	33 450	1 961	5,9	13 482	5 270	18 752	56,3	24 115	72	—	18 752
Allier	13 596	967	7,1	9 419	179	9 598	70,7	11 271	83	261	9 859
Alpes (B.-)	3 132	329	10,5	1 616	61	1 677	53,4	2 304	73	96	1 773
Alpes-Marit.	21 462	1 196	5,6	9 123	690	9 813	45,7	11 935	56	422	10 235
Ardèche	7 982	1 145	14,3	4 816	106	4 922	61,7	7 249	90	74	4 996
Ardennes	2 567	65	2,5	2 009	177	2 186	85,3	2 376	92	62	2 248
Ariège	7 559	431	5,7	3 900	503	4 403	58,3	5 989	79	32	4 435
Aube	1 838	186	10,1	1 348	61	1 409	76,2	1 826	99	—	1 409
Aude	7 286	1 071	14,7	3 909	167	4 076	55,7	5 495	75	250	4 326
Aveyron	9 262	852	9,2	5 534	—	5 534	59,7	6 732	73	24	5 558
Bouch.-du-Rh.	47 513	6 073	12,8	18 804	1 916	20 720	43,8	27 740	58	1 022	21 742
Cantal	2 232	310	13,9	1 534	—	1 534	68,3	2 005	90	1	1 535
Charente	4 697	179	3,8	2 339	565	2 904	61,8	3 651	78	206	3 110
Char.-Marit.	20 825	1 150	5,5	9 885	465	10 350	49,7	12 025	58	1 650	12 000
Corrèze	9 915	542	5,5	5 144	98	5 242	52,8	5 902	60	245	5 487
Corse	8 017	824	10,3	2 477	5	2 482	31,9	4 425	55	82	2 564
Côte-d'Or	14 071	1 715	12,2	5 123	910	6 033	42,8	10 022	71	57	6 090
Côtes-du-N.	12 415	777	6,3	7 445	223	7 668	61,7	9 170	74	151	7 819
Creuse	4 999	918	18,4	2 848	3	2 851	56,9	3 860	77	5	2 856
Dordogne	23 412	6 073	26,0	11 989	977	12 966	55,5	20 284	87	—	12 966
Doubs	6 676	397	5,9	5 093	78	5 171	77,5	5 663	85	3 308	8 479
Drôme	8 957	946	10,6	4 741	230	4 971	55,5	6 565	73	36	5 007
Eure	14 360	123	0,9	7 532	1 118	8 650	60	9 285	65	1	8 651
Eure-et-Loir	22 515	807	3,6	12 888	770	13 658	60,6	15 098	67	100	13 758
Finistère	9 774	265	2,7	7 266	915	8 181	83,5	8 955	92	600	8 781
Gard	8 562	137	1,6	4 720	116	4 836	56,5	5 280	62	13	4 849
Garonne (H.-)	22 875	472	2,1	8 703	999	9 702	42,4	10 745	47	424	10 126
Gers	4 700	55	1,2	3 630	690	4 320	91,7	4 683	99	30	4 350
Gironde	21 003	1 121	5,3	10 009	1 401	11 410	54,3	13 216	63	12	11 422
Hérault	11 229	1 621	14,4	6 565	160	6 725	59,8	8 981	80	1 300	8 025
Ille-et-Vilaine	20 686	381	1,9	10 733	—	10 733	52,1	11 935	58	124	10 857
Indre	15 000	2 300	15,3	6 450	—	6 450	43	9 200	61	20	6 470
Isère	17 526	1 476	8,4	8 376	958	9 334	53,3	12 154	69	507	9 841
Jura	8 303	787	9,5	5 644	289	5 933	71,5	6 879	83	149	6 082
Loir-et-Cher	5 647	577	10,3	3 601	251	3 852	68,3	4 802	85	47	3 899
Loire	10 988	851	7,8	6 693	41	6 734	61,4	7 854	71	48	6 782
Loire (H.-)	4 458	355	8,0	1 900	—	1 900	42,7	2 336	52	95	1 995
Loire-Atlant.	33 755	772	2,3	28 140	143	28 283	83,5	29 406	87	100	28 383
Loiret	7 798	347	4,4	4 411	15	4 426	56,8	4 955	63	70	4 496
Lot	2 680	186	6,9	2 111	18	2 129	79,5	2 556	95	50	2 170
Lot-et-Gar.	5 611	1 149	20,4	3 862	—	3 862	68,5	5 309	95	105	3 967
Lozère	966	11	1,1	446	34	480	49,7	506	52	407	887
Maine-et-L.	10 184	437	4,3	6 110	—	6 110	60,5	6 807	67	99	6 209
Manche	16 326	1 724	10,6	9 281	50	9 331	57	14 705	90	—	9 331
Marne	18 257	1 063	5,8	11 698	570	12 268	66,7	14 976	82	144	12 412
Marne (H.-)	9 962	274	2,7	4 617	127	4 744	47,7	5 741	57	170	4 914
Mayenne	5 900	987	16,7	4 294	—	4 294	73	5 777	98	15	4 309
Meurthe-et-M.	19 497	1 245	6,4	11 947	1 270	13 217	67,8	15 665	80	5 712	18 929
Morbihan	19 516	1 443	7,4	11 985	20	12 005	61,6	15 519	80	1 150	13 155
Moselle	12 100	51	0,4	8 832	—	8 832	72,8	11 906	98	204	9 036
Nièvre	7 842	713	9,1	3 590	314	3 904	49,8	4 905	63	58	3 962
Nord	54 774	5 684	10,4	29 444	358	29 802	54,6	39 470	72	3 910	33 712
Oise	17 201	1 735	10,1	8 793	933	9 726	56,5	12 255	71	579	10 305
Orne	4 250	71	1,7	2 707	840	3 547	83,3	3 973	93	416	3 963
Pas-de-Calais	37 236	3 076	8,2	22 749	871	23 620	63,5	29 826	80	3 233	26 853
Puy-de-Dôme	11 872	1 759	14,8	5 118	189	5 307	44,7	7 477	63	30	5 337
Pyrénées (B.-)	9 646	1 523	15,8	4 465	260	4 725	49	7 401	77	51	4 776
Pyrénées (H.-)	5 032	612	12,2	1 682	264	1 946	38,7	2 710	54	15	1 961
Pyrénées-Or.	4 310	348	8,1	2 417	271	2 688	62,3	3 190	74	85	2 773
Rhin (Bas-)	21 673	700	3,2	15 195	513	15 708	72,6	18 446	85	1 600	17 308
Rhin (Haut-)	10 956	325	3,0	7 125	141	7 266	66,3	7 827	72	70	7 336
Rhône	34 055	2 141	6,3	19 002	2 491	21 493	63,1	24 660	73	—	21 493
Saône (H.-)	6 033	235	3,9	3 253	—	3 253	54,1	6 033	100	182	3 435
Saône-et-L.	11 970	1 046	8,8	6 286	1 154	7 440	62,1	8 857	74	139	7 579
Sarthe	18 507	2 442	13,2	10 926	1 834	12 760	68,5	16 850	91	18	12 778
Savoie	11 175	932	8,3	6 645	456	7 101	63,5	8 478	76	125	7 226
Savoie (H.-)	11 340	1 325	11,7	5 983	546	6 529	57,5	8 543	75	155	6 684
Seine	197 463	1 337	0,7	93 858	8 449	102 307	51,9	106 928	54	—	102 307
Seine-Marit.	54 366	1 627	3,0	20 154	5 305	25 459	47	52 002	96	3 597	29 056
Seine-et-M.	10 371	165	1,6	3 873	1 074	4 947	47,4	5 555	54	413	5 360
Seine-et-Oise	81 004	2 529	3,1	27 954	6 455	34 409	42,6	43 326	54	432	34 841
Sèvres (D.-)	1 497	6	0,4	1 314	—	1 314	87,6	1 373	92	—	1 314
Tarn	9 548	249	2,6	5 640	25	5 665	59,5	6 590	69	128	5 793
Tarn-et-Gar.	3 193	101	3,2	2 592	364	2 956	92,3	3 193	100	—	2 956
Vaucluse	5 253	223	4,2	2 821	251	3 072	58,5	3 535	67	264	3 336
Vendée	15 566	867	5,6	6 621	605	7 226	46,4	9 543	61	386	7 612
Vienne	11 719	620	5,3	7 103	100	7 203	61,5	8 294	71	22	7 225
Vienne (H.-)	5 933	785	13,2	2 724	83	2 807	47,4	3 815	64	—	2 807
Vosges	40 321	2 160	5,4	9 591	558	10 149	25,1	26 586	66	451	10 600
Yonne	8 771	343	3,9	5 081	507	5 588	63,6	6 562	75	34	5 622
T. de Belfort	2 453	26	1,1	1 868	142	2 010	82	2 154	88	367	2 377
T. pour 82 dép.	1 367 093	86 213	6,3	697 487	58 091	755 578	55,3	953 745	70	36 446	792 024
Alpes (H.-)	—	73	—	1 425	78	1 503	—	1 669	—	—	1 503
Calvados	—	—	—	7 553	5	7 558	—	—	—	—	7 558
Cher	—	335	—	3 000	233	3 233	—	3 926	—	48	3 281
Indre-et-L.	—	3 874	—	5 428	377	5 805	—	10 505	—	—	5 805
Landes	—	234	—	1 754	638	2 392	—	3 057	—	139	2 531
Meuse	—	—	—	1 356	115	1 471	—	—	—	431	1 902
Somme	—	249	—	7 251	394	7 645	—	8 065	—	1 960	9 605
Var	—	1 066	—	8 883	766	9 649	—	11 264	—	1 546	11 195
T. pour 90 dép.	—	72 044	—	734 137	60 697	794 834	—	992 231	—	40 570	835 404
Guadeloupe	—	25	—	2 459	—	—	—	4 160	—	373	2 832
Guyane	—	66	—	1 762	—	—	—	5 856	—	—	1 762
Martinique	—	87	—	28 880	—	—	—	48 014	—	477	29 357
Réunion	—	49	—	3 568	—	—	—	5 801	—	9	3 577

(*) Y compris les sujets trouvés tuberculino-positifs au test de contrôle.

ANNEXE II. — Vaccination par le B. C. G. en 1965.
Renseignements concernant les enfants âgés de 6 à 7 ans (≥ 6 ans < 7 ans) pour 63 départements.

Départements	Nombre d'assujettis convoqués	Assujettis ayant présenté une contre-indication		Nombre de sujets vaccinés				Assujettis ayant satisfait à la loi*	
		Nombre	%**	Par le service de vaccination	Par le médecin traitant	Total	%**	Nombre	%**
Aisne	3 692	228	6,2	1 877	602	2 479	67	2 780	76
Allier	3 786	274	7,2	2 794	94	2 888	76	3 241	90
Alpes (Basses-)	1 161	52	4,5	327	16	343	30	418	36
Alpes (Hautes-)	1 428	73	5,1	703	—	703	49	869	61
Alpes-Maritimes	6 692	326	4,9	1 312	121	1 433	21	1 883	28
Ardèche	2 868	365	12,7	1 703	52	1 755	61	2 411	84
Ardennes	629	17	2,7	531	24	555	89	591	94
Aube	186	22	11,8	124	15	139	75	185	100
Aude	3 275	543	16,1	1 615	54	1 669	51	2 277	69
Aveyron	2 226	147	6,6	1 096	—	1 096	49	1 268	57
Bouches-du-Rhône	11 377	1 049	9,2	5 816	489	6 305	56	7 503	66
Cantal	439	81	18,4	278	—	278	63	387	88
Charente	1 032	36	3,5	652	28	680	66	799	77
Charente-Maritime	2 300	110	4,8	1 260	40	1 300	57	1 510	66
Corrèze	1 510	137	9,1	789	—	789	52	945	63
Corse	984	148	15,0	247	1	248	25	467	48
Côtes-du-Nord	2 347	192	8,2	1 535	92	1 627	69	1 883	80
Dordogne	2 216	605	27,3	1 047	63	1 110	50	1 782	80
Doubs	1 026	29	2,8	764	15	779	76	841	82
Drôme	3 557	295	8,3	1 973	45	2 018	57	2 566	72
Eure-et-Loir	1 386	51	3,7	791	97	888	64	969	70
Gard	2 201	25	1,1	1 445	38	1 483	67	1 539	70
Garonne (Haute-)	8 598	148	1,7	2 679	323	3 002	35	3 257	38
Gers	2 500	20	0,8	1 500	300	1 800	72	1 970	79
Gironde	12 080	26	0,2	1 014	61	1 075	9	1 135	9
Hérault	4 116	385	9,4	2 578	77	2 655	65	3 251	79
Ille-et-Vilaine	3 951	66	1,7	1 927	—	1 927	49	2 121	54
Isère	3 246	302	9,3	1 418	91	1 509	46	1 999	62
Loir-et-Cher	4 239	432	10,2	2 735	212	2 947	70	3 669	87
Loire	1 405	142	10,1	962	9	971	69	1 145	82
Loire (Haute-)	740	42	5,7	405	—	405	55	454	61
Loiret	1 063	51	4,8	664	3	667	63	738	69
Lot	500	30	6,0	335	12	347	69	394	79
Lot-et-Garonne	1 157	153	13,2	706	—	706	61	887	77
Lozère	92	3	3,3	38	11	49	53	54	59
Manche	2 854	310	10,9	1 366	—	1 366	48	2 100	74
Marne	2 486	163	6,6	1 665	—	1 665	67	1 950	78
Marne (Haute-)	1 820	42	2,3	821	40	861	47	915	50
Mayenne	735	123	16,7	536	—	536	73	721	98
Meurthe-et-Moselle	6 749	263	3,9	4 471	249	4 720	70	5 131	76
Morbihan	2 952	264	8,9	1 997	13	2 010	68	2 434	82
Nièvre	3 670	363	9,9	1 912	88	2 000	55	2 471	67
Nord	35 013	2 763	7,9	20 072	199	20 271	58	24 452	70
Oise	8 130	877	10,8	4 569	420	4 989	61	6 215	76
Puy-de-Dôme	1 180	204	17,3	491	15	506	43	739	63
Pyrénées (Basses-)	1 550	379	24,5	818	75	893	58	1 392	90
Pyrénées-Orientales	2 226	222	10,0	1 631	124	1 755	79	2 054	92
Rhin (Bas-)	11 447	391	3,4	8 423	194	8 617	75	9 678	85
Rhin (Haut-)	5 370	242	4,5	2 952	65	3 017	56	3 327	62
Rhône	16 959	1 287	7,6	7 284	901	8 185	48	9 792	58
Saône (Haute-)	831	30	3,6	713	—	713	86	831	100
Saône-et-Loire	8 366	850	10,2	4 882	676	5 558	66	6 679	80
Sarthe	5 356	541	10,2	3 263	675	3 938	73	4 783	89
Savoie (Haute-)	5 432	581	10,7	3 063	272	3 335	61	4 166	77
Seine-et-Marne	8 996	141	1,6	2 646	668	3 314	37	3 708	41
Seine-et-Oise	29 576	635	2,1	8 953	2 034	10 987	37	13 148	44
Tarn	3 695	35	0,9	1 253	—	1 253	34	1 448	39
Vaucluse	2 515	141	5,6	1 028	204	1 232	49	1 431	57
Vendée	1 963	193	9,9	1 128	135	1 263	65	1 546	79
Vienne	3 743	212	5,7	2 360	40	2 400	64	2 717	73
Vienne (Haute-)	5 887	785	13,4	2 686	—	2 686	46	3 686	63
Yonne	2 194	84	3,8	1 629	142	1 771	81	1 926	88
Territoire de Belfort	562	2	0,4	419	30	449	80	462	82
Total pour 63 départements	282 262	18 728	6,6	138 671	10 244	148 915	53	178 090	63

(*) Y compris les enfants trouvés tuberculino-positifs au test de contrôle.
(**) % par rapport aux assujettis convoqués.

ANNEXE III. — Vaccination par le B. C. G. en 1965.
Renseignements concernant les enfants âgés de moins de 6 ans, pour 29 départements.

Départements	Nombre d'assujettis convoqués	Assujettis ayant présenté une contre-indication		Nombre de sujets vaccinés				Assujettis ayant satisfait à la loi*	
		Nombre	%	Par le service de vaccination	Par le médecin traitant	Total	%	Nombre	%
Aisne	4 592	461	10,3	1 781	772	2 553	56	3 088	62
Ardèche	437	107	24,5	272	4	276	63	436	100
Ardennes	253	12	4,7	220	12	232	92	248	98
Aude	286	30	10,5	183	32	215	75	248	87
Aveyron	333	25	7,5	220	—	220	66	253	76
Cantal	178	29	16,2	137	—	137	77	176	99
Corrèze	777	65	8,4	458	—	458	59	527	68
Corse	67	8	11,9	42	—	42	63	56	84
Côtes-du-Nord	595	32	5,4	391	12	403	68	474	80
Dordogne	196	23	11,7	89	31	120	61	146	75
Doubs	449	33	7,3	297	11	308	69	348	78
Drôme	58	2	3,4	49	—	49	85	52	90
Eure-et-Loir	4 622	240	5,2	3 660	190	3 850	83	4 164	90
Loiret	233	4	1,7	182	—	182	78	191	82
Lot-et-Garonne	314	47	15,0	195	—	195	62	245	78
Marne	953	84	8,8	701	—	701	74	822	86
Marne (Haute-)	850	35	4,1	375	40	415	49	458	54
Meurthe-et-Moselle	2 923	218	7,5	1 466	356	1 822	62	2 095	72
Morbihan	500	48	9,6	403	12	415	83	480	96
Nord	4 031	411	10,2	1 661	51	1 712	42	2 373	59
Puy-de-Dôme	1 430	355	24,9	568	27	595	42	995	70
Pyrénées (Basses-)	900	46	5,1	278	11	289	32	360	40
Rhin (Bas-)	1 158	11	1,0	919	132	1 051	91	1 125	97
Rhin (Haut-)	797	53	6,7	555	32	587	74	653	82
Saône (Haute-)	98	8	8,2	82	—	82	84	98	100
Savoie (Haute-)	326	48	14,7	205	12	217	67	284	87
Seine-et-Oise	4 183	179	4,3	978	408	1 386	33	1 692	40
Vendée	562	142	25,3	236	77	313	61	501	98
Yonne	1 768	52	2,9	1 236	53	1 289	73	1 389	79
<i>Total pour 29 départements</i>	33 875	2 808	8,3	17 839	2 275	20 114	59	23 977	71

(*) Y compris les enfants trouvés tuberculino-positifs au test de contrôle.

ANNEXE IV. — Vaccination par le B. C. G. en 1965.
Renseignements concernant les enfants âgés de 7 à 14 ans, pour 29 départements.

Départements	Nombre d'assujettis convoqués	Assujettis ayant présenté une contre-indication		Nombre de sujets vaccinés				Assujettis ayant satisfait à la loi*	
		Nombre	%	Par le service de vaccination	Par le médecin traitant	Total	%	Nombre	%
Aisne	19 316	1 110	5,8	8 008	3 185	11 193	58	14 063	73
Ardèche	3 461	504	14,6	2 310	30	2 340	68	3 331	96
Ardennes	1 253	34	2,7	1 039	68	1 107	88	1 203	96
Aude	3 522	397	11,3	1 965	68	2 033	58	2 622	74
Aveyron	4 074	375	9,2	2 617	—	2 617	64	3 231	79
Cantal	1 402	160	11,4	823	—	823	59	1 073	76
Corrèze	5 591	265	4,8	3 034	—	3 034	54	3 343	60
Corse	5 464	582	10,7	1 753	3	1 756	32	2 965	54
Côtes-du-Nord	8 341	483	5,8	5 012	108	5 120	62	5 940	71
Dordogne	16 500	4 360	26,4	8 804	583	9 387	57	14 894	90
Doubs	4 637	312	6,7	3 641	40	3 681	80	4 015	87
Drôme	4 833	551	11,4	2 467	167	2 634	55	3 567	74
Eure-et-Loir	13 149	398	3,0	6 652	397	7 049	54	7 693	58
Loiret	5 087	240	4,7	3 035	8	3 043	60	3 381	67
Lot-et-Garonne	4 307	758	17,6	2 602	—	2 602	61	3 568	83
Marne	13 573	735	5,4	8 618	—	8 618	64	10 617	78
Marne (Haute-)	4 752	172	3,6	2 016	27	2 043	43	2 488	52
Meurthe-et-Moselle	8 689	707	8,2	5 499	579	6 078	70	7 572	87
Morbihan	12 309	977	7,9	7 871	98	7 969	65	10 020	82
Nord	12 183	2 186	17,9	6 462	107	6 569	54	9 349	77
Puy-de-Dôme	7 738	1 004	12,9	3 333	135	3 468	45	4 709	61
Pyrénées (Basses-)	2 600	522	—	1 502	161	1 663	64	2 477	95
Rhin (Bas-)	7 828	297	3,8	4 960	138	5 098	65	6 428	82
Rhin (Haut-)	4 176	29	0,7	3 206	43	3 249	78	3 396	81
Saône (Haute-)	3 338	175	5,3	1 984	—	1 984	60	3 338	100
Savoie (Haute-)	5 059	612	12,1	2 491	239	2 730	54	3 738	74
Seine-et-Oise	43 899	1 566	3,6	16 618	3 729	20 347	46	25 898	59
Vendée	8 862	491	5,6	3 631	279	3 910	44	5 082	57
Yonne	3 612	158	4,4	1 762	174	1 936	53	2 275	63
<i>Total pour 29 départements</i>	239 555	20 160	8,4	123 715	10 366	134 081	56	172 276	72

(*) Y compris les enfants trouvés tuberculino-positifs au test de contrôle.

ANNEXE V. — Vaccination par le B. C. G. en 1965.

Renseignements concernant les sujets âgés de 15 à 25 ans, pour 29 départements.

Départements	Nombre d'assujettis convoqués	Assujettis ayant présenté une contre-indication		Nombre de sujets vaccinés				Assujettis ayant satisfait à la loi*	
		Nombre	%	Par le service de vaccination	Par le médecin traitant	Total	%	Nombre	%
Aisne	5 844	162	2,8	1 816	711	2 527	43	4 184	72
Ardèche	1 216	169	13,9	531	20	551	45	1 071	88
Ardennes	432	2	0,5	219	73	292	68	334	77
Aude	203	24	11,8	146	13	159	80	199	98
Aveyron	2 629	305	11,6	1 601	—	1 601	61	1 980	75
Cantal	411	40	9,8	96	—	96	23	169	41
Corrèze	2 037	75	3,7	863	—	863	42	989	48
Corse	1 502	86	5,7	435	1	436	29	937	62
Côtes-du-Nord	1 132	71	6,3	607	11	618	55	814	72
Dordogne	4 500	1 085	24,1	2 049	300	2 349	52	3 462	77
Doubs	564	23	4,1	391	12	403	72	459	81
Drôme	509	98	19,3	252	18	270	53	380	75
Eure-et-Loir	3 358	118	3,5	1 785	86	1 871	56	2 272	68
Loiret	1 415	52	3,7	530	4	534	38	645	46
Lot-et-Garonne	833	191	23,0	359	—	359	43	609	73
Marne	1 245	81	6,5	714	—	714	57	917	74
Marne (Haute-)	2 540	25	1,0	1 405	20	1 425	56	1 880	74
Meurthe-et-Moselle	1 136	57	5,0	511	86	597	53	867	76
Morbihan	3 684	134	3,6	1 714	77	1 791	49	2 745	75
Nord	3 547	224	6,3	1 249	1	1 250	35	3 116	88
Puy-de-Dôme	1 524	196	12,8	726	12	738	48	1 034	68
Pyrénées (Basses-)	270	21	7,8	102	13	115	43	194	72
Rhin (Bas-)	1 240	1	0,1	893	49	942	76	1 215	98
Rhin (Haut-)	613	1	0,2	412	1	413	68	451	74
Saône (Haute-)	1 766	22	1,2	474	—	474	27	1 766	100
Savoie (Haute-)	523	84	16,1	224	23	247	47	355	68
Seine-et-Oise	3 346	149	4,5	1 405	284	1 689	50	2 588	77
Vendée	4 179	41	1,0	1 536	114	1 650	39	2 324	56
Yonne	1 197	49	4,1	454	138	592	49	972	81
<i>Total pour 29 départements</i>	53 395	3 586	6,7	23 499	2 067	25 566	48	38 928	73

(*) Y compris les enfants trouvés tuberculino-positifs au test de contrôle.

ÉTUDES ET ENQUÊTES

PREMIER BILAN DE SEPT ANNÉES DE RECHERCHE SUR LES NIVEAUX DE LA CONTAMINATION DU MILIEU AMBIANT ET DE LA CHAÎNE ALIMENTAIRE PAR LES RETOMBÉES RADIOACTIVES SUR LE TERRITOIRE FRANÇAIS

Par P. PELLERIN, M. L. REMY, P. ERVET et J. P. MORONI

Service Central de Protection contre les Rayonnements Ionisants (I.N.S.E.R.M.).*

INTRODUCTION

L'action biologique à long terme des faibles doses de rayonnement liées aux contaminations radioactives internes reste encore très mal connue. L'une des raisons en est la multiplicité des formes que peut prendre cette contamination. La nocivité particulière de chacun des produits de fission est déterminée notamment par les formes physique et chimique sous lesquelles il se présente, la nature et l'énergie des rayonnements qu'il émet, le métabolisme qu'il subit dans l'organisme, enfin l'organe critique au niveau duquel il est susceptible de se fixer. Si l'on ajoute les nombreuses variations des habitudes alimentaires, l'on comprend, en particulier, que les concentrations maximales admissibles (qui ont été définies pour plus de 250 radionucléides) n'aient pu être évaluées par le calcul que pour l'air et l'eau, vecteurs dont les absorptions quotidiennes peuvent être approximativement considérées comme uniformes. Ces normes, adoptées par les commissions interna-

(*) SCPRI, B. P. n° 35, 78-Le Vésinet.

tionales, et reprises dans la réglementation française, reposent essentiellement sur le travail considérable de K. Z. MORGAN [1].

En ce qui concerne les aliments proprement dits, aucune norme n'a par contre été avancée jusqu'à présent. En effet, la contamination finale de l'homme dépend de paramètres très nombreux, de différentes natures. Dans ces conditions, il n'est pas étonnant que les calculs théoriques qui tentent de suppléer le manque d'informations précises par des approximations hasardeuses conduisent à des interprétations obscures ou discutables, notamment à cause d'un choix arbitraire des différents coefficients de transfert.

En particulier, pour ce qui concerne les retombées consécutives aux tests nucléaires, principale origine des pollutions radioactives actuelles de la chaîne alimentaire et de l'homme, la seule approche réaliste de ce problème très complexe ne pouvait être que l'expérimentation, à condition de la situer à une échelle suffisante dans le temps et l'espace pour dominer les nombreux facteurs que nous avons rappelés, ce que ne permettent pas les études sporadiques.

C'est pour mener à bien cette recherche à long terme que, depuis plusieurs années, le SCPRI a organisé un réseau qui compte actuellement 30 stations de prélèvements réparties sur l'ensemble du territoire métropolitain et des départements d'Outre-Mer.

Dès 1959, plusieurs d'entre elles ont été choisies comme stations de référence, en fonction de leur situation géographique, climatique et géologique, de façon à n'y prélever que des échantillons parfaitement homogènes et représentatifs, eux-mêmes centralisés dans un seul laboratoire spécialement équipé pour les radioanalyses.

En particulier, il a été possible de mener, au niveau de ces stations, une étude locale des principaux maillons de la chaîne alimentaire (poussières atmosphériques, précipitations, végétaux, lait, et os notamment), analogue à celle développée aux Etats-Unis [2]. Une telle étude est dite de type « vertical ». Nous l'avons complétée par la radioanalyse systématique mensuelle des laits sur la totalité du territoire, dans les 95 départements français.

Portant sur plus de sept années de recherches, l'ensemble représente ainsi la première étude radioécologique entreprise à l'échelon national, et, à l'inverse de considérations reposant sur des modèles théoriques et des mesures fragmentaires, cette recherche a, comme nous allons le voir, déjà donné des résultats concrets, susceptibles de servir de base à la solution de problèmes d'hygiène publique rencontrés dans ce domaine nouveau et délicat.

Le présent travail n'est qu'un premier bilan des principaux résultats acquis et des conclusions essentielles que l'on peut en dégager. Il n'était pas possible en effet, de donner, dans le cadre d'une publication de caractère général, le détail des très nombreux résultats de cette recherche qui est, par ailleurs, activement poursuivie. En particulier, le traitement systématique des résultats par les moyens actuels de calcul automatique, ainsi que leur exploitation sur le plan statistique, feront l'objet de prochaines publications.

I. — BREF RAPPEL SUR LES EXPLOSIONS EXPÉRIMENTALES

Les explosions nucléaires expérimentales représentent de très loin l'origine essentielle des retombées radioactives à l'échelon mondial (les retombées liées au fonctionnement des centres nucléaires, et leurs rejets dans les fleuves, ne présentent actuellement qu'un caractère très local et de faible importance devant la retombée mondiale). Il est donc important de rappeler brièvement le mécanisme de ces explosions, et la répartition de leurs retombées.

A. — MÉCANISME ORIGINE DE LA LIBÉRATION DES PRODUITS DE FISSION

L'énergie libérée par une explosion nucléaire s'exprime par la masse de trinitrotoluène (« TNT », explosif chimique conventionnel stable) qui libérerait une énergie équivalente. Ainsi, l'énergie d'une explosion thermonucléaire est de 1 mégatonne si elle libère la même énergie que l'explosion de 1 million de tonnes de TNT.

Pour la période sur laquelle porte la présente étude, il est généralement admis qu'un peu plus de 50 % de cette énergie totale ressortit au mécanisme de la fission, qui est à l'origine des produits représentant vraisemblablement le risque biologique le plus important (Iode 131, Strontium 90, Césium 137, etc.). En ce qui concerne le seul Strontium 90, si l'on admet qu'une mégatonne d'énergie de fission libère 100 000 curies de ce radionucléide, la contamination radioactive résultante serait, si la répartition en était uniforme à la surface du globe, de 0,2 millicurie par kilomètre carré et par mégatonne de fission.

B. — INVENTAIRE DES EXPLOSIONS ET CONTAMINATION THÉORIQUE RÉSULTANTE

Nous verrons plus loin que cette répartition est loin d'être uniforme. Il est néanmoins utile, pour fixer les ordres de grandeur, de rappeler les évaluations [3] qui ont été faites sur ces bases pour les différentes séries d'explosions expérimentales dont la majeure partie s'est produite entre 1954 et 1962 :

— en 1954 dans le Pacifique, puis en 1958 dans l'Arctique, 120 à 180 mégatonnes, soit 60 à 90 mégatonnes de fission, auraient déterminé une contamination surfacique uniformément répartie de 12 à 18 millicuries de Strontium 90 par kilomètre carré;

— en 1961 et 1962, c'est un total de l'ordre de 400 mégatonnes, soit 200 mégatonnes de fission, qui a été libéré par les explosions de Nouvelle-Zemble, d'Asie Centrale, des îles Christmas et Johnston, et du Nevada. La contamination surfa-

cique résultante uniformément répartie aurait donc été de 40 millicuries par kilomètre carré pour le Strontium 90.

Pour le Strontium 90, la retombée totale théorique correspondrait donc à 50 ou 60 millicuries par kilomètre carré pour la totalité des explosions expérimentales qui se sont produites à ce jour (de 1960 à 1966, les quelques explosions atmosphériques de Reggane et Mururoa, jointes aux 5 récentes explosions d'Extrême-Orient, n'ont libéré au maximum qu'une demi-mégatonne d'énergie de fission, soit une contamination surfacique ne dépassant pas 0,1 millicurie par kilomètre carré).

Il est évident que, si l'on tient compte des produits de fission à périodes moyennes et courtes (Iode 131, Baryum 140-Lanthane 140, Ruthénium 103, Strontium 89, etc.), les activités déposées au sol sont, transitoirement, beaucoup plus importantes. (C'est ce qui explique que les activités bêta totales retombées sur notre pays aient atteint 550 millicuries par kilomètre carré en 1961, 1 300 en 1962, 1 300 en 1963, 300 en 1964, 80 en 1965 et 25 en 1966.)

La mesure des activités bêta totales n'a donc d'intérêt que pour la surveillance immédiate de la retombée.

C. — RÉPARTITION RÉELLE DE LA RETOMBÉE MONDIALE

La retombée provenant de la troposphère, déterminée par les précipitations qui « lavent » l'atmosphère, est achevée en quelques mois. Quant à la retombée provenant de la stratosphère, l'essentiel en est accompli dans un délai de l'ordre de l'année. Lorsque l'explosion a lieu à basse altitude, les trois quarts de la retombée sur la surface terrestre se produisent dans une bande de latitudes de 30 degrés, soit d'environ 3 000 kilomètres de large. Le nuage effectue plusieurs fois le tour de la terre, chaque tour ne durant que quelques semaines. Lorsque les explosions sont rapprochées les unes des autres dans le temps, une sorte d'anneau se constitue dans lequel il peut devenir délicat de distinguer le front correspondant à chacune d'elles. La contamination surfacique au sol n'est jamais uniforme dans la bande intéressée : elle dépend en effet notamment des précipitations qui varient elles-mêmes avec l'altitude. L'on constate ainsi, sur les prélèvements, des variations locales considérables. Il y a lieu enfin de remarquer que les hémisphères Nord et Sud n'échangent que très faiblement leurs contaminations respectives.

II. — ORGANISATION DU RÉSEAU DE PRÉLÈVEMENTS ET MOYENS DE MESURES

A. — LE RÉSEAU NATIONAL

On trouvera figure 1 la carte complète du réseau des stations de prélèvements organisé dès 1959 par le Service Central de Protection contre les Rayonnements Ionisants. Ont été choisies comme stations de référence pour l'étude de type « vertical » : Vioménil (Vosges), Méaudre (Isère), Sauveterre (Gard), Chailly-en-Bière (*) (Seine-et-Marne), Cleville (Calvados), Bellenaves (Allier) et Anglade (Charente). (Le laboratoire du Vésinet comporte lui-même une station de référence complète depuis 1963.) Le matériel et les techniques de prélèvement y sont rigoureusement identiques, chaque échantillon expédié aux laboratoires du Vésinet étant accompagné d'une fiche précisant les conditions de prélèvement et les paramètres météorologiques :

— Les poussières atmosphériques sont recueillies quotidiennement sur filtre Schneider-Poelman à 1,50 m du sol, par l'aspirateur volumétrique AVFF mis au point par le SCPRI [4].

— Les précipitations sont recueillies à 1,20 m du sol sur collecteurs en acier inoxydable de 2 000 cm² de surface, à relevé mensuel.

— Les échantillons d'herbe sont prélevés chaque mois au niveau de la station elle-même, et une ferme, située à proximité immédiate, fournit deux fois par mois un échantillon de lait dont la fiche d'identification précise la nature de l'alimentation du bétail et, s'il y a lieu, l'état de stabulation. Enfin, chaque mois, les os d'un lapin d'élevage local sont transmis aux laboratoires du Vésinet.

Cette surveillance verticale est complétée par des prélèvements systématiques mensuels de lait effectués dans tous les départements depuis 1961, au niveau de la coopérative départementale la plus importante.

D'autre part, les Services sanitaires des Abattoirs de Paris, Bordeaux, Nancy et Nîmes transmettent chaque semaine au Vésinet des prélèvements de thyroïdes de bovins qui constituent un indicateur immédiat des retombées de l'Iode 131 [5].

Enfin, d'intéressantes informations sur la contamination de l'atmosphère à l'échelon mondial sont recueillies sur les avions long-courriers équipés par le SCPRI de dispositifs de prélèvements de poussières en vol, et d'enregistreurs (1 600 prélèvements répartis sur cinq années).

(*) Station remplacée, en 1963, par Nainville-les-Roches, distante de quelques kilomètres de la précédente.

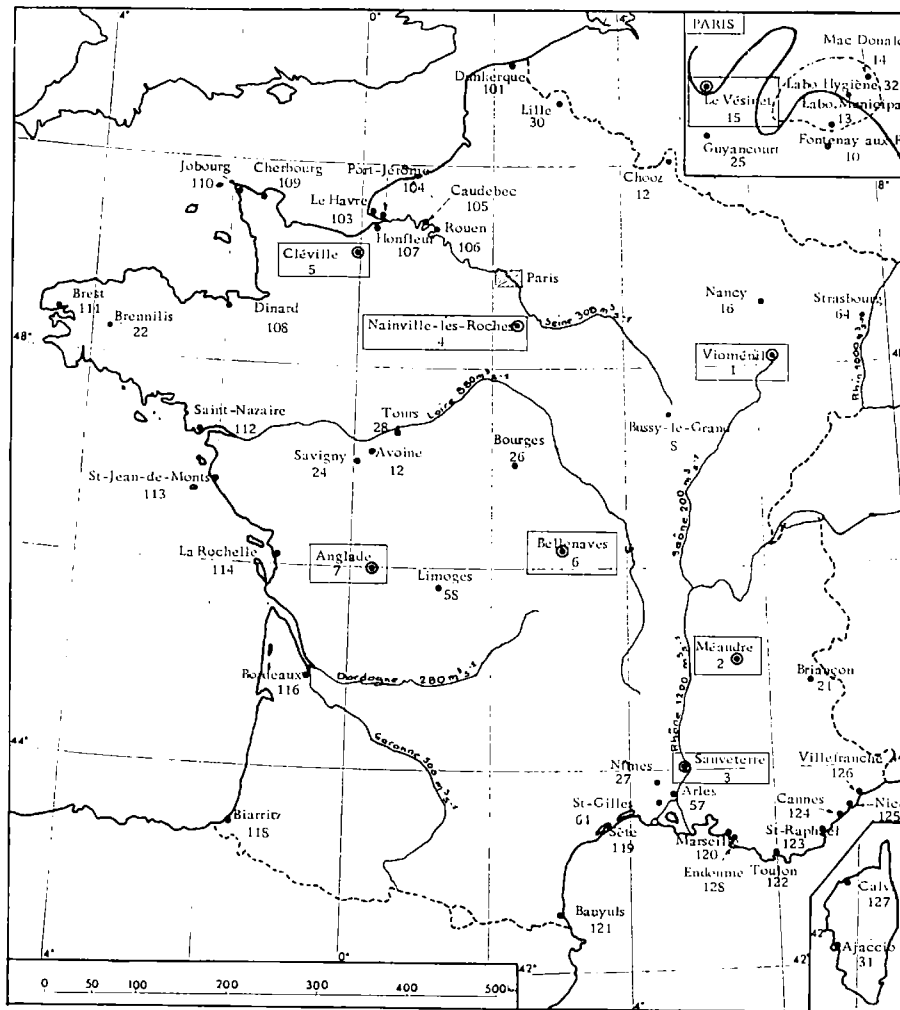


FIG. 1. — Le réseau de prélèvements du SCPRI et les coordonnées des stations.
(Les 95 points de prélèvements départementaux ne figurent pas sur cette carte.)

Stations de référence : ●

STATIONS	N°	Code	Latitude	Longitude	Altitude
Vioménil	1	VIO	48°06'N	6°17'E	467 m
Méauldre	2	MEA	45°07'N	5°31'E	1 050 m
Sauveterre	3	SAU	44°02'N	4°47'E	50 m
Nainville-les-Roches	4	NLR	48°30'N	2°29'E	78 m
Cléville	5	CLE	49°09'N	0°06'W	10 m
Bellenaves	6	BEL	46°12'N	3°05'E	300 m
Anglade	7	ANG	45°58'N	0°29'E	150 m
Bussy-le-Grand	8	BUS	47°34'N	4°31'E	330 m
Fontenay-aux-Roses	10	FON	48°47'N	2°17'E	160 m
Avoine	11	AVO	47°14'N	0°10'E	40 m
Chooz	12	CHO	50°06'N	4°49'E	110 m
Paris Labo Municipal	13	LMP	48°50'N	2°18'E	30 m
Paris Mac Donald	14	MDP	48°54'N	2°24'E	30 m
Le Vésinet	15	VES	48°53'N	2°08'E	28 m
Nancy	16	NCY	48°42'N	6°13'E	204 m
Briancçon	21	BR	44°53'N	6°38'E	1 200 m
Brennilis	22	BNL	48°22'N	3°51'W	240 m
Savigny	24	SVY	47°12'N	0°09'E	40 m
Guyancourt	25	GNC	48°46'N	2°03'E	168 m
Bourges	26	BGS	47°04'N	2°22'E	162 m
Nîmes	27	NIM	43°52'N	4°24'E	60 m
Tours	28	TRS	47°25'N	0°42'E	97 m
Lille	30	LIL	50°34'N	3°06'E	44 m
Ajaccio	31	AJC	41°55'N	8°48'E	5 m
Paris L. H. V. P.	32	LHP	48°51'N	2°22'E	30 m
Arles	57	ARL	43°40'N	4°38'E	4 m
Limoges	55	LIM	45°51'N	1°15'E	294 m
St-Gilles-Pichegu	61	SGP	43°41'N	4°26'E	10 m
Strasbourg	64	STR	48°33'N	7°38'E	152 m
Dunkerque	101	DNK	51°02'N	2°22'E	0 m
Le Havre	103	LHV	49°30'N	0°08'E	0 m
Port-Jérôme	104	PJR	49°30'N	0°10'E	0 m
Caudebéc	105	CDB	49°30'N	0°44'E	0 m
Rouen	106	ROU	49°26'N	1°06'E	0 m
Honfleur	107	HFL	49°25'N	0°14'E	0 m
Dinard	108	DIN	48°38'N	2°44'W	0 m
Cherbourg	109	CHC	49°39'N	1°38'W	0 m
Jobourg	110	JBG	49°42'N	1°55'W	0 m
Brest	111	BRZ	48°27'N	4°25'W	0 m
Saint-Nazaire	112	SNT	47°16'N	2°02'W	0 m
Saint-Jean-de-Monts	113	SJM	46°47'N	2°05'W	0 m
La Rochelle	114	LRC	46°09'N	1°09'W	0 m
Bordeaux	116	BOR	44°51'N	0°42'W	0 m
Biarritz	118	BIA	43°28'N	1°32'W	0 m
Sète	119	SET	43°24'N	3°41'E	0 m
Marseille	120	MRS	43°17'N	5°21'E	0 m
Banyuls	121	BNY	42°29'N	3°08'E	0 m
Toulon	122	TLN	43°07'N	5°56'E	0 m
St-Raphaël	123	SRP	43°25'N	6°46'E	0 m
Cannes	124	CAN	43°33'N	7°01'E	0 m
Nice	125	NIC	43°39'N	7°12'E	0 m
Villefranche	126	VLF	43°42'N	7°19'E	0 m
Calvi	127	CAL	42°34'N	8°45'E	0 m
Endoume	128	END	43°17'N	5°21'E	0 m

Les moyennes publiées dans le présent travail portent au total, pour la période de 1959 à 1966, sur :

- 42 000 filtres d'air;
- 2 100 prélèvements de pluies;
- 950 prélèvements d'herbe;
- 2 700 prélèvements de lait;
- 600 prélèvements d'os.

B. — LES TECHNIQUES DE MESURES

Les séparations sont réalisées par des équipes spécialisées, dans l'unité de radiochimie du Vésinet (*). Les mesures d'activité sont effectuées sur une chaîne de 20 compteurs automatiques à très faible mouvement propre, ainsi que sur 10 spectromètres à 400 et 512 canaux associés à des cellules d'acier protégeant des cristaux (NaI-Tl) de 20 centimètres de diamètre.

Les dispositifs de comptage sont étalonnés quotidiennement de façon très précise à partir de solutions radioactives standard des différents radioéléments mesurés.

Le rendement chimique des méthodes de séparation est lui-même déterminé avec une grande précision par recharge soit en éléments stables, soit en traceurs radioactifs.

1° *Poussières atmosphériques.* — Sur les filtres, la mesure de l'activité bêta totale est effectuée après un délai de cinq jours, au cours desquels sont pratiquées les autoradiographies permettant la mise en évidence d'éventuels « points chauds » [9]. Pour les mesures d'activité bêta totale, l'étalon de référence choisi est le Strontium 90 à l'équilibre avec l'Yttrium 90. L'énergie de ces émetteurs n'est pas exactement représentative de celle des divers radioéléments présents sur le filtre au moment de la mesure, mais cette référence est justifiée sur le plan de la protection sanitaire, puisque le Strontium 90 est celui dont la concentration maximale admissible est la plus sévère [10].

L'on procède ensuite à la spectrométrie gamma sur des groupes de filtres. En outre, des mesures détaillées sont entreprises sur les filtres de la station de référence du Vésinet, notamment pour la mesure du Strontium 90, par séparation nitrique [11].

2° *Précipitations.* — Les analyses portent sur la mesure du Strontium 90, du Césium 137 [12], et, notamment par spectrométrie gamma, des autres produits de fission à vies courtes lors des tests atmosphériques. Le Tritium est mesuré sur

(*) Un certain nombre de mesures sur les échantillons en provenance des stations de référence du SCPRI ont été effectuées, jusqu'en 1964, par A. CHEVALLIER et R. SCHNEIDER [6] à Strasbourg, et par C. BURG [7, 8] à Nancy.

la vapeur d'eau atmosphérique, et sur les prélèvements de pluie mensuels, par scintillation liquide après synthèse de benzène tritié à partir de l'échantillon aqueux [13].

3° *Végétaux et os*. — Afin d'exclure toute perte de radioéléments, les calcinations sont effectuées en fours à régulation par programme. Les séparations chimiques sont conduites ensuite sur les cendres [11].

4° *Laits*. — L'équilibre entre le Strontium 90 et son descendant l'Yttrium 90 est atteint après 15 jours de stockage. Les Strontium 89 et 90 sont retenus par passage sur une résine cationique. Une résine anionique sépare ensuite de l'éluat l'Yttrium 90 dont le comptage permet de calculer l'activité du Strontium 90 dont il descend. Cette activité, déduite de celle de la fraction cationique, permet enfin de déterminer celle du Strontium 89 [14]. Quant à l'Iode 131, il est séparé par passage du lait sur résine anionique sur laquelle son activité est déterminée par spectrométrie gamma [15, 16].

III. — RÉSULTATS

A. — ÉVOLUTION DE LA RADIOACTIVITÉ DE L'ATMOSPHÈRE SUR LE TERRITOIRE FRANÇAIS DE 1959 A 1966

Il est intéressant de connaître le délai approximatif d'apparition des retombées sur le territoire français après un test nucléaire atmosphérique en un point quelconque du globe. Ce délai dépend, bien entendu, de la position géographique et de l'altitude de l'explosion, et de la circulation générale atmosphérique, qui varie à la fois dans le temps et dans l'espace (existence ou non de « courants-jets » troposphériques, de vent d'Est stratosphériques pendant l'été, etc.) et peut ainsi modifier notablement la trajectoire des nuages radioactifs.

Les indications qui suivent sont donc données pour fixer un ordre de grandeur des délais observés pour quelques tests atmosphériques pour lesquels les hausses d'activités décelées ont pu être identifiées sans aucun doute possible :

- essai nucléaire du Sahara le 13 février 1960 : apparition des premières retombées sur la France les 28, 29 février, soit après un délai de 15 jours;
- début des essais d'Asie Centrale le 1^{er} septembre 1961 : hausse d'activité à dater du 13 septembre à Fontenay et Nancy, soit après 13 jours;
- essai d'Extrême-Orient du 16 octobre 1964 : hausse d'activité sur l'ensemble des stations métropolitaines à dater des 25 et 26 octobre, soit après 9 jours;
- second essai d'Extrême-Orient du 14 mai 1965 : augmentation de l'activité à dater des 24 et 25 mai, soit après 10 jours;
- troisième essai d'Extrême-Orient du 9 mai 1966 : augmentation de l'activité le 18 mai, soit après 9 jours;

— quatrième essai d'Extrême-Orient du 27 octobre 1966 : augmentation de l'activité le 7 novembre, soit après 11 jours;

— cinquième essai d'Extrême-Orient du 28 décembre 1966 : augmentation de l'activité le 7 janvier 1967, soit après 10 jours.

En ce qui concerne l'évolution proprement dite de la radioactivité bêta totale moyenne de l'air au sol sur le territoire métropolitain, la moyenne mensuelle pour les 6 stations du réseau SCPRI était en août 1961 de 0,050 picocurie par mètre cube,

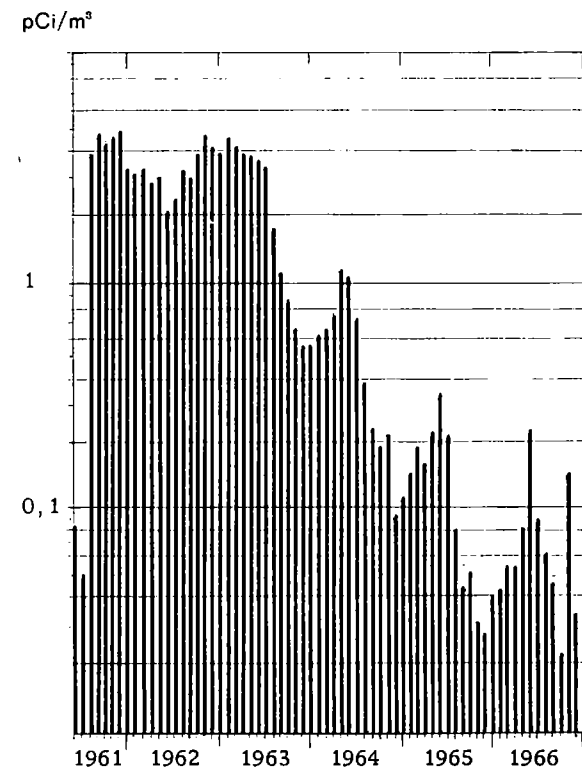


FIG. 2. — Radioactivité de l'atmosphère.
Moyennes mensuelles de l'activité volumique bêta totale pour les 30 stations.

elle est passée à 3,7 picocuries par mètre cube en septembre et à 4,8 picocuries par mètre cube en janvier 1962.

Les valeurs quotidiennes ont dépassé, en certaines stations, de plus d'un facteur 100 les valeurs antérieures au 13 septembre 1961.

Le graphique de la figure 2, établi pour l'ensemble des stations du SCPRI, fait apparaître des valeurs relativement élevées dépassant le plus souvent 3 picocuries par mètre cube au cours de l'année 1962, et jusqu'en juillet 1963, avec des fluctuations liées aux injections nouvelles de radioéléments dans l'atmosphère.

TABLEAU I

Activité β totale moyenne de l'air au sol, pCi/m³
(voir graphique correspondant figure 3).

Stations	Années					
	1961	1962	1963	1964	1965	1966
Vioménil	—	3,3	2,8	0,60	0,13	0,075
Méandre (Thorenas)	—	3,2	2,5	0,58	0,14	0,080
Sauveterre	3,0	3,5	3,1	0,55	0,15	0,092
Nainville-les-Roches	—	—	—	0,54	0,12	0,064
Bellenaves	2,8	3,2	2,8	0,54	0,13	0,074
Anglade	3,1	3,3	2,6	0,59	0,13	0,070
Moyennes annuelles ...	3,0	3,3	2,8	0,57	0,13	0,076

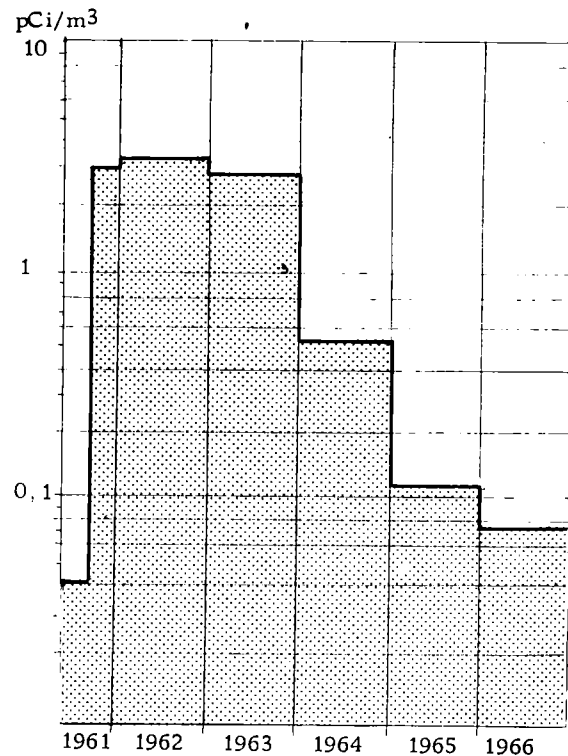


FIG. 3. — Radioactivité de l'atmosphère.
Moyennes annuelles de l'activité volumique bêta totale pour les stations de référence.

A partir de juillet 1963, on assiste à une diminution sensible de la radioactivité moyenne. On distingue nettement une variation saisonnière avec maximum de printemps-été (en mai 1964, juin 1965, influencé par les retombées du 2^e test d'Extrême-Orient, et juin 1966), et un minimum d'automne-hiver (en décembre 1964 et décembre 1965; le minimum en 1966 se situe en octobre, et l'activité augmente à nouveau en novembre à la suite du test extrême-oriental du 27 octobre).

Pour six des stations de référence, les moyennes sont données sur le tableau I et le graphique de la figure 3. L'évolution est conforme à celle de l'ensemble de toutes les stations du réseau et, d'autre part, comparable aux autres résultats européens [17, 18].

Les autoradiographies effectuées systématiquement sur les filtres d'air [9] ont permis d'isoler des points chauds dépassant fréquemment plusieurs centaines de picocuries, composés en majeure partie de Zirconium 95 et Niobium 95 (certaines poussières étant plus rarement constituées par le Ruthénium 103 et les isotopes du Cérium). L'activité ponctuelle la plus élevée, mesurée sur l'un de nos filtres, a été de 4 700 picocuries. (Sur le plan sanitaire, de telles poussières doivent être prises en considération en raison des irradiations localisées considérables qu'elles sont susceptibles de déterminer dans l'organisme).

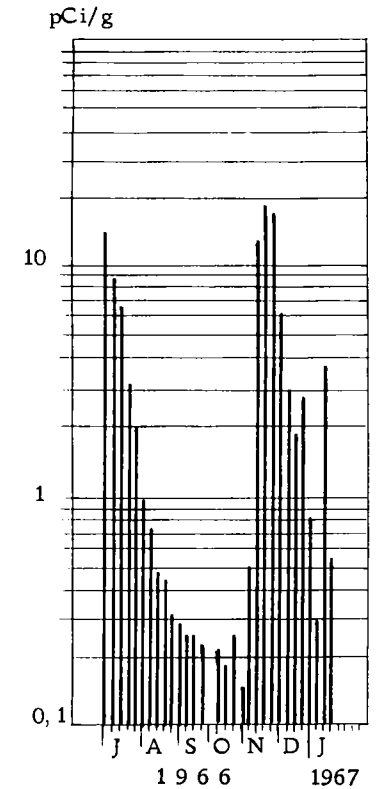


FIG. 4. — Activités moyennes hebdomadaires des thyroïdes de bovins en Iode 131 (pCi/g organe frais).

Enfin, le graphique de la figure 4 met en évidence les hausses de l'activité moyenne hebdomadaire de l'Iode 131 dans les thyroïdes de bovins sur l'ensemble du territoire à la suite des trois derniers tests d'Extrême-Orient.

B. — CONTAMINATION RÉSULTANTE DE LA CHAÎNE ALIMENTAIRE

1^o ETUDE « VERTICALE » AU NIVEAU DES STATIONS DE RÉFÉRENCE. — Les tableaux II, III et IV, et les courbes des figures 5, 6, et 7 donnent les valeurs moyennes de l'activité déposée par la pluie, et des contaminations des végétaux, du lait, et des os de 1960 à 1966. L'activité déposée par la pluie est exprimée en milli-

TABLEAU II

Contamination de la chaîne alimentaire par le Strontium 89
(voir graphique correspondant figure 5).

STRONTIUM 89	Végétaux. Contamination moyenne annuelle (picocuries par gramme de calcium)				Lait. Contamination moyenne annuelle (picocuries par gramme de calcium)				Os de lapin. Contamination moyenne annuelle (picocuries par gramme de calcium)			
	Années				Années				Années			
	1960	1961	1962	1963	1960	1961	1962	1963	1960	1961	1962	1963
Vioménil	—	1900	5200	3500	6,9	3,4	55	91	—	4,4	25	24
Méandre (Thorenas)	—	890	690	1300	2,7	35	46	54	—	9,8	41	45
Sauveterre	—	470	1100	2800	2	2	9,8	9,0	—	38	24	27
Chailly B./Nainville R.	—	920	1700	2300	2	13	25	42	—	9,5	31	16
Cléville	—	1000	3100	4300	—	54	78	48	—	42	49	34
Bellenaves	—	210	1500	1400	2	17	59	44	—	2,3	28	31
Anglade	—	2300	5300	4200	2	58	120	53	—	11	61	37
Moyennes annuelles	—	1100	2700	2800	< 4	26	56	49	—	17	37	31

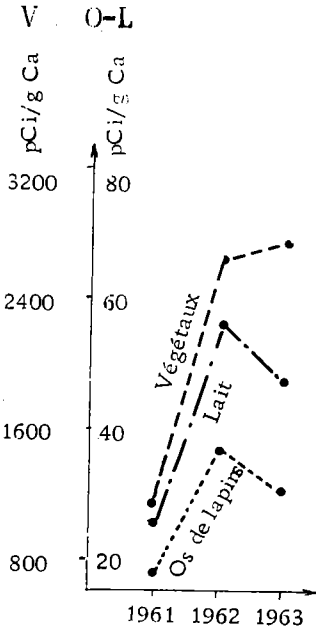


FIG. 5. — Strontium 89 (stations de référence).

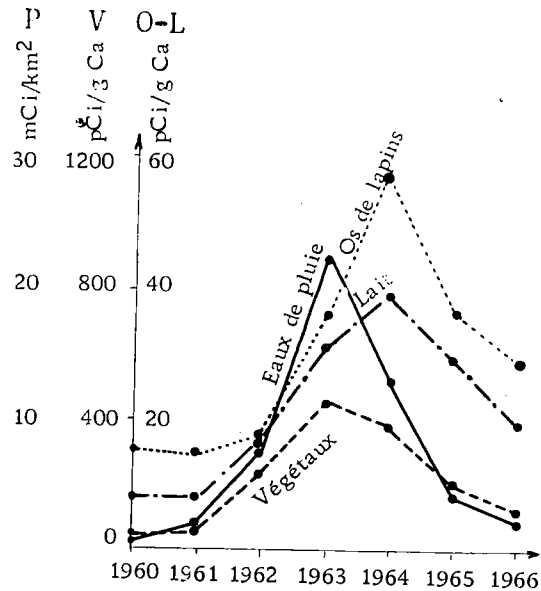


FIG. 6. — Strontium 90 (stations de référence).

TABLEAU III

Contamination de la chaîne alimentaire par le Strontium 90
(voir graphique correspondant figure 6).

STRONTIUM 90	Eaux de pluie. Activité déposée annuelle (millicuries par kilomètre carré)						Végétaux. Contamination moyenne annuelle (picocuries par gramme de calcium)							
	Années						Années							
	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966
Vioménil	0,87	2,3	6,5	25	13	6,4	2,7	55	120	440	610	640	350	220
Méandre (Thorenas)	0,60	2,1	13	37	20	4,3	3,2	100	68	71	520	370	180	110
Sauveterre	—	1,5	7,0	22	14	2,8	1,6	19	32	110	320	190	110	73
Chailly B./Nainville R.	0,40	1,6	5,7	—	—	—	1,5	36	47	170	290	—	—	120
Cléville	0,32	1,4	5,1	14	7,5	2,9	1,8	33	64	190	530	330	170	70
Bellenaves	—	—	7,5	22	12	2,8	2,2	22	24	98	220	190	140	100
Anglade	—	—	7,7	19	14	5,0	2,6	94	130	430	920	860	340	190
Moyennes annuelles	0,55	1,8	7,5	23	13	4,0	2,4	51	69	220	490	430	220	130

STRONTIUM 90 (suite)	Lait. Contamination moyenne annuelle (picocuries par gramme de calcium)						Os de lapin. Contamination moyenne annuelle (picocuries par gramme de calcium)							
	Années						Années							
	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966
Vioménil	13	10	18	61	52	39	29	19	18	19	41	87	48	41
Méandre (Thorenas)	11	12	18	47	61	48	30	27	38	24	67	100	63	45
Sauveterre	2,3	2,7	3,7	7,4	17	10	7,1	5,7	5,2	6,3	24	28	20	13
Chailly B./Nainville R.	6,8	5,0	11	18	—	—	19	11	8,2	13	12	—	—	8,9
Cléville	6,5	4,7	12	22	26	18	9,9	8,5	6,8	12	34	31	22	16
Bellenaves	7,5	11	13	25	27	16	13	15	10	13	32	43	25	18
Anglade	12	14	34	42	55	47	33	23	20	31	44	51	39	37
Moyennes annuelles	8,4	8,5	16	32	40	30	20	16	15	17	36	57	36	26

curies par kilomètre carré. Les contaminations par les Strontium 89 et 90 (déterminées dans les végétaux, le lait et les os) sont exprimées en picocuries par gramme de Calcium. Les contaminations par le Césium 137 (déterminées dans les végétaux et le lait) sont exprimées en picocuries par gramme de Potassium.

a) Strontium. — Des valeurs notables, pour le Strontium 89 (tableau II, figure 5), ont été relevées en 1962 et 1963. Pour le Strontium 90 (tableau III, figure 6), le maximum a été atteint en 1963, aussi bien pour la pluie que pour les

TABEAU IV

Contamination de la chaîne alimentaire par le Césium 137
(voir graphique correspondant figure 7).

CÉSIMUM 137	Eaux de pluie. Activité déposée annuelle (millicuries par kilomètre carré)						Végétaux. Contamination moyenne annuelle (picocuries par gramme de potassium)								
	Années		1960		1961		1962		1963		1964		1965		1966
Stations	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	
Vioménil	0,39	3,2	11	43	21	11	3,3	—	15	80	130	72	47	21	
Méaudre (Thorenas)	0,50	2,9	19	58	28	8,7	4,9	—	9,9	35	150	110	34	9,3	
Sauveterre	—	2,7	7,3	30	21	4,7	1,9	—	13	42	85	62	30	14	
Chailly B./Nainville R.	0,21	2,2	9,0	—	—	—	1,6	—	11	43	49	—	—	24	
Cléville	0,37	1,8	6,5	16	11	5,8	2,2	—	12	74	140	96	53	14	
Bellenaves	—	—	14	36	20	6,1	2,4	—	9,8	72	89	85	40	15	
Anglade	—	—	14	39	24	9,4	3,1	—	31	92	150	130	46	16	
Moyennes annuelles	0,39	2,6	12	37	21	7,6	2,9	—	15	63	110	93	42	16	

CÉSIMUM 137 (suite)	Lait. Contamination moyenne annuelle (picocuries par gramme de potassium)														
	Années		1960		1961		1962		1963		1964		1965		1966
Stations	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	
Vioménil	31	11	39	140	150	84	33	—	—	—	—	—	—	—	
Méaudre (Thorenas)	37	12	55	170	190	120	42	—	—	—	—	—	—	—	
Sauveterre	11	10	31	83	89	40	16	—	—	—	—	—	—	—	
Chailly B./Nainville R.	7,4	4,3	29	47	—	—	17	—	—	—	—	—	—	—	
Cléville	15	6,2	40	90	86	56	16	—	—	—	—	—	—	—	
Bellenaves	22	15	46	100	120	57	18	—	—	—	—	—	—	—	
Anglade	13	16	67	210	290	160	80	—	—	—	—	—	—	—	
Moyennes annuelles	19	11	44	120	150	86	32	—	—	—	—	—	—	—	

végétaux (en 1959 comme en 1960, la valeur moyenne pour la pluie était inférieure à l'unité). Le lait et les os de lapins, par contre, n'ont présenté ce maximum qu'en 1964 (en 1959 et 1960, la valeur moyenne pour le lait était de l'ordre de 10 picocuries par gramme de Calcium).

b) Césium 137. — Pour le Césium 137 (tableau IV, figure 7), l'on constate le même décalage d'une année entre le maximum présenté par la pluie et les végétaux (1963), et le maximum présenté par le lait (1964).

2° ETUDE DE LA RADIOACTIVITÉ DU LAIT SUR L'ENSEMBLE DU TERRITOIRE. — La figure 8 donne l'évolution des activités volumiques moyennes mensuelles en Strontium 90 et Césium 137 (en picocuries par litre) du lait prélevé au niveau des coopératives départementales, entre novembre 1961 et décembre 1966.

a) Strontium 89, Strontium 90 et Césium 137. — Pour la fraction Strontium-Terres Rares, l'activité présente trois maximums principalement dus au Strontium 89 (juin 1962 : 190 picocuries par litre; novembre 1962 : 260 picocuries par litre; juillet 1963 : 310 picocuries par litre). Les maximums de novembre 1962 et de l'été 1963 coïncident avec des pluies assez fortement excédentaires sur l'ensemble du territoire. Les minimums d'activité observés dans le lait en février 1962 (46 picocuries par

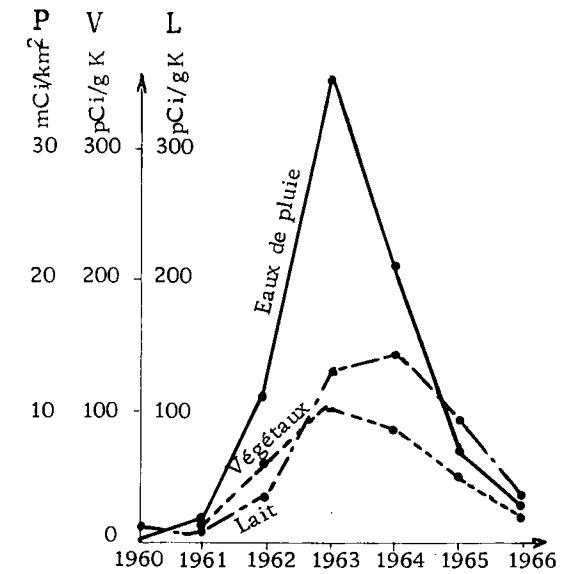


Fig. 7. — Césium 137 (stations de référence).

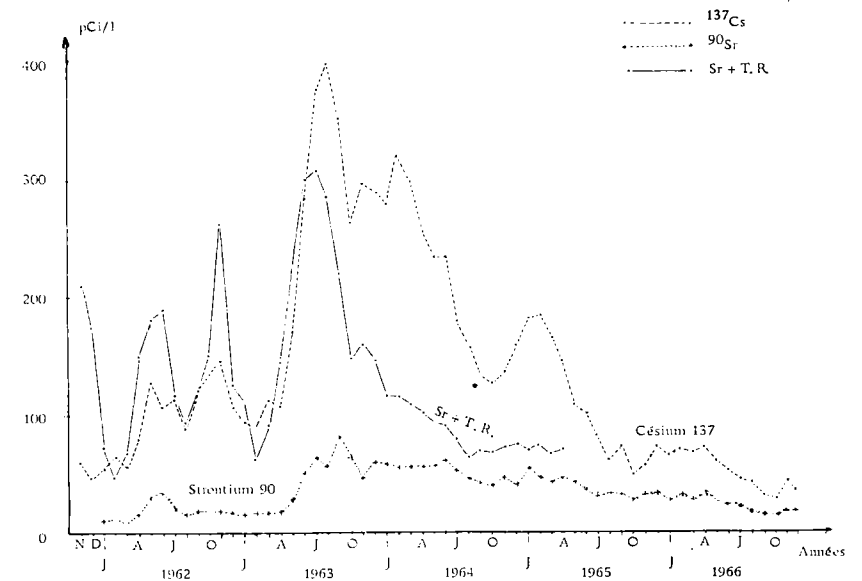


Fig. 8. — Activités volumiques moyennes mensuelles du lait pour l'ensemble des départements français.

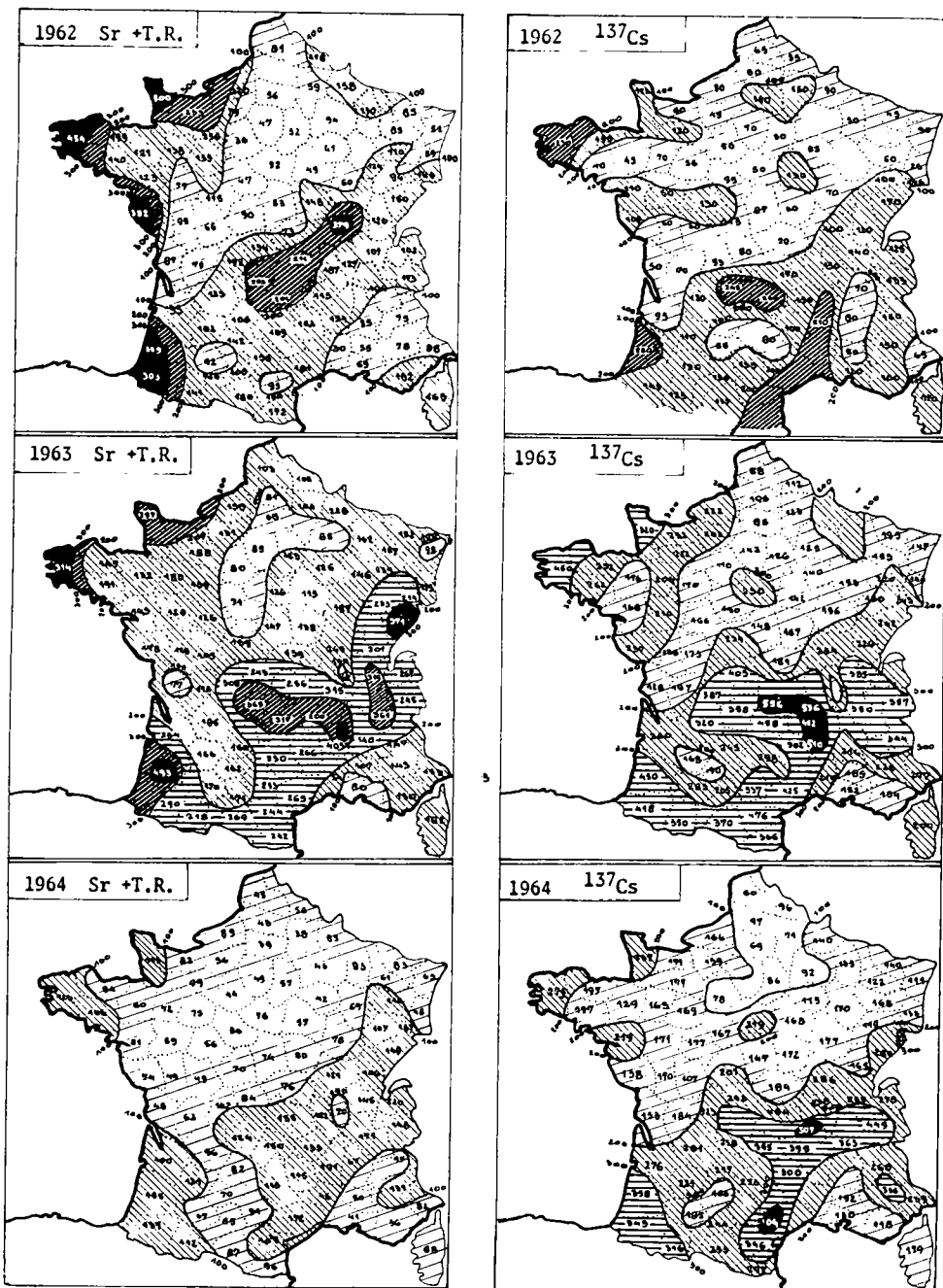


FIG. 9. — Représentation spatio-temporelle de l'activité du lait en Strontium-Terres Rares et Césium 137 (pCi/l) (1962-1964).

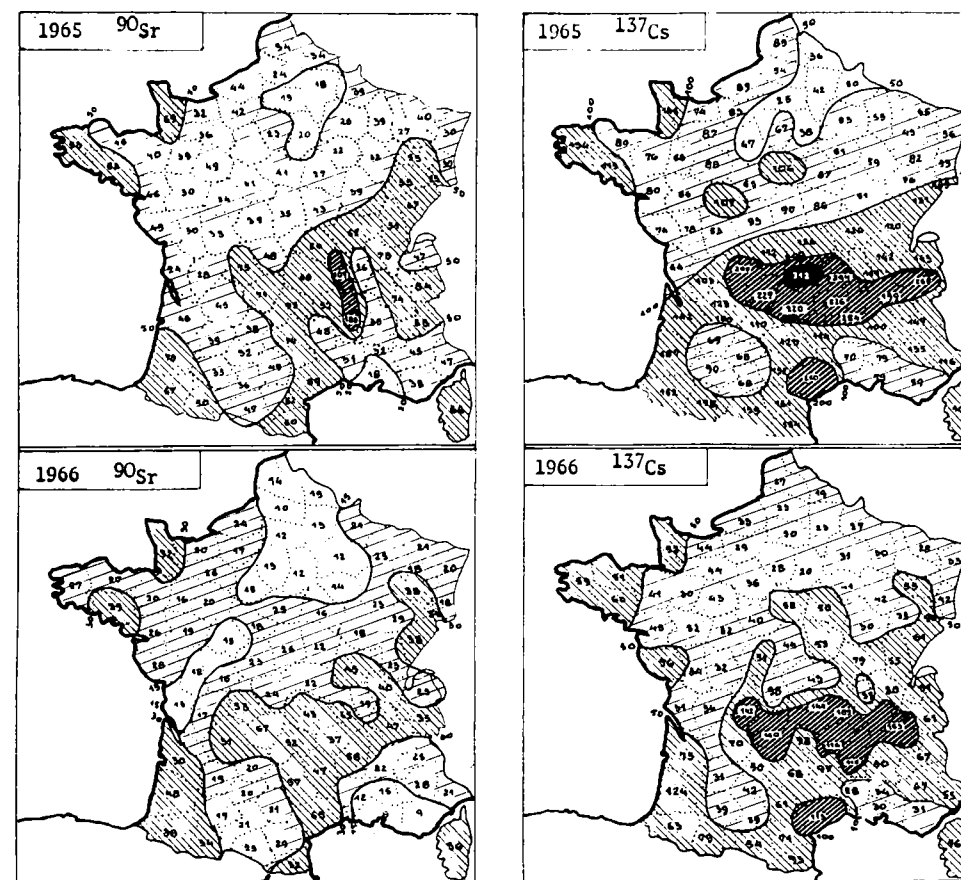


FIG. 10. — Représentation spatio-temporelle de l'activité du lait en Strontium 90 et Césium 137 (pCi/l) (1965-1966).

litre) et février 1963 (60 picocuries par litre) sont sans doute liés aux périodes de stabulation hivernale du bétail, bien qu'à cette époque l'alimentation du bétail soit en partie constituée par du fourrage récolté au début de l'été de l'année précédente. Mais cette consommation « différée » permet notamment au Strontium 89, dont la période est de 51 jours, de décroître. Le minimum d'août 1962 (93 picocuries par litre) semble correspondre à un été très sec, principalement sur la moitié Sud de la France.

Les fluctuations de la courbe du Césium 137 sont sensiblement dans le même sens que celles de l'activité bêta de la fraction Strontium-Terres Rares, mais avec des amplitudes différentes. L'activité est inférieure à 160 picocuries par litre jusqu'en mai 1963. Le maximum est observé en août 1963 avec 420 picocuries par litre.

Pour la période 1964 à 1966, l'examen des courbes du Strontium 90 et du

Césium 137 fait apparaître chaque année des minimums en fin d'été - automne (septembre - octobre) avec une augmentation de l'activité moyenne en hiver (décembre - février). Les valeurs moyennes calculées pour ces derniers mois, peu différentes de celles calculées pour les mois d'été, s'expliquent au moins partiellement par la « consommation différée » du fourrage récolté au début de l'été, et distribué au bétail pendant la stabulation.

Les cartes des figures 9 et 10 donnent une représentation spatio-temporelle des moyennes annuelles calculées par département, de 1962 à 1966, pour les activités du lait en Strontium, et en Césium, exprimées en picocuries par litre. (La densité du grisé est d'autant plus accentuée que l'activité du lait est plus élevée dans la zone correspondante.)

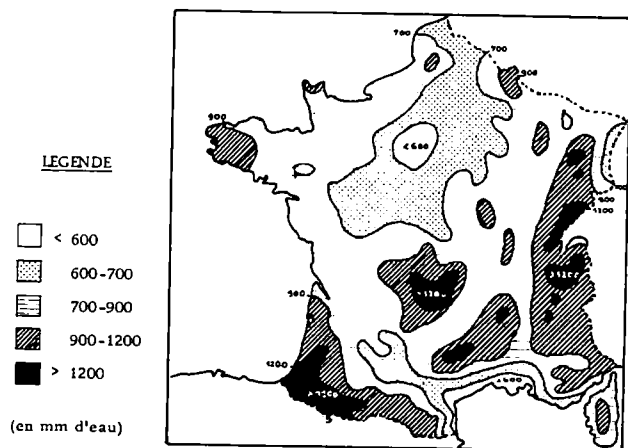


FIG. 11. — Hauteurs normales annuelles des précipitations. (Période 1921-1950.)

A titre indicatif, la carte de la figure 11 représente la répartition des hauteurs normales des précipitations annuelles. Cette carte, établie d'après les documents de la Météorologie nationale à l'aide des valeurs calculées sur les 30 années de la période 1921-1950 pour plus de 500 stations ou postes météorologiques, met en évidence les régions faiblement ou fortement arrosées et limitées par des lignes isohyètes cotées en millimètres d'eau.

Les régions à fortes précipitations sont les régions montagneuses : Alpes du Nord, Jura, Vosges, Massif Central, Cévennes, Pyrénées (hauteurs supérieures à 1 200 mm par an). Des zones à précipitations assez abondantes (hauteurs supérieures à 900 mm) ceinturent les précédentes; il faut y ajouter les Ardennes, les collines de Meuse et la Bretagne. Les régions les moins pluvieuses sont le Bassin Parisien et le littoral méditerranéen Ouest [19, 20].

b) Iode 131 dans le lait. — Il s'agit évidemment de contaminations très transitoires, la période de l'Iode 131 n'étant que de 8 jours. Entre novembre 1961 et

TABLEAU V

Iode 131 dans le lait (valeurs supérieures à 100 pCi/l).

Département	Date	Iode 131 (pCi/l)
08. Ardennes	10/1961	310
29. Finistère	»	310
38. Isère	»	615
01. Ain	11/1961	140
04. Basses-Alpes	»	100
09. Ariège	»	300
12. Aveyron	»	120
16. Charente	»	140
18. Cher	»	320
24. Dordogne	»	100
27. Eure	»	160
50. Manche	»	430
66. Pyrénées-Orientales	»	120
71. Saône-et-Loire	»	240
03. Allier	12/1961	140
11. Aude	»	150
20. Corse	»	100
33. Gironde	»	100
35. Ille-et-Vilaine	»	100
41. Loir-et-Cher	»	100
42. Loire	»	100
08. Ardennes	9/1962	200
10. Aube	»	110
38. Isère	»	140
90. Territoire de Belfort	»	160
19. Corrèze	10/1962	140
21. Côte-d'Or	»	150
23. Creuse	»	150
25. Doubs	»	130
26. Drôme	»	190
59. Nord	»	230
27. Eure	11/1962	110
40. Landes	»	150
66. Pyrénées-Orientales	»	160
85. Vendée	»	230
40. Landes	1/1963	300

janvier 1967, la radioactivité du lait due à l'Iode 131 s'est élevée à un niveau assez important dans le mois suivant un test nucléaire. L'activité a dépassé 20 picocuries par litre pendant deux périodes : octobre 1961 à janvier 1962, et septembre 1962 à janvier 1963. La sensibilité de nos mesures atteint 5 picocuries par litre en Iode 131, mais le tableau V se limite aux valeurs supérieures à 100 picocuries par litre. La valeur maximale a été de 615 picocuries par litre dans l'Isère en octobre 1961. Depuis avril 1963, l'activité du lait en Iode 131 est restée constamment inférieure à 5 picocuries par litre jusqu'en janvier 1967. Le test nucléaire atmosphérique d'Extrême-Orient du 16 octobre 1964, décelé sur les prélèvements d'air, ne s'était pas traduit par un dépassement du seuil de mesure, mais une activité de 34 picocuries par litre de lait en Iode 131 a été mesurée en janvier 1967 dans le Finistère (après le 5^e test d'Extrême-Orient).

IV. — DISCUSSION

A. — DISCUSSION DES RÉSULTATS DE L'ÉTUDE « VERTICALE »

1° *Rapport Césium 137/Strontium 90 dans les retombées sur le territoire français de 1961 à 1966.* — Il est établi que le rapport Césium 137/Strontium 90 est sensiblement constant dans la composition des produits de fission résultant d'une explosion nucléaire, parce que les périodes de ces deux éléments sont à la fois longues et voisines (28 ans pour le Strontium 90 et 30 ans pour le Césium 137). Théoriquement, ce rapport est légèrement supérieur à 1,5 [21]. Pratiquement, il varie de 1,4 à 1,7 pour l'air stratosphérique, l'air au niveau du sol et l'activité déposée par la pluie [23].

L'étude « verticale » que nous avons conduite au niveau de nos stations de référence, notamment pour les activités déposées par la pluie, est en bon accord avec ces données, comme le montre le tableau VI.

TABLEAU VI

Rapport Césium 137/Strontium 90 pour l'activité déposée (1961-1966).

Années.....	1961	1962	1963	1964	1965	1966
Rapport $\frac{^{137}\text{Cs}}{^{90}\text{Sr}}$ pour l'activité déposée.....	1,4	1,5	1,6	1,6	1,8	1,2

2° *Evaluation de certains coefficients de transfert.* — Un exemple démonstratif de ce que peut donner l'exploitation détaillée de cette étude « verticale » est la possibilité d'évaluer certains coefficients de transfert d'un radioélément déterminé entre divers maillons de la chaîne alimentaire lorsque la succession de ces derniers est établie avec suffisamment de certitude :

Au niveau des stations de référence, pour l'ensemble des six années, nous avons calculé (sur 480 mesures au total pour chaque couple lait/végétaux et os/végétaux, avec une bonne homogénéité) la moyenne des rapports :

$$\frac{\text{Strontium 90 lait de vache (pCi/g Ca)}}{\text{Strontium 90 végétaux (pCi/g Ca)}} \approx 0,11$$

et

$$\frac{\text{Strontium 90 os de lapins (pCi/g Ca)}}{\text{Strontium 90 végétaux (pCi/g Ca)}} \approx 0,13$$

Ces deux rapports restent sensiblement identiques, bien qu'il s'agisse de deux aspects du métabolisme totalement différents. Or, l'alimentation de ces deux herbivores a la même origine (végétaux du voisinage de la station), et l'on peut par

conséquent considérer que, proportionnellement à leurs poids respectifs, la quantité de Strontium 90 ingérée est la même. Il en résulte que, par rapport aux mêmes végétaux, la contamination du Calcium par le Strontium 90 est abaissée d'un même facteur 10 dans le lait de vache et dans les os de lapins.

Cette constatation peut présenter un intérêt pratique : on peut, en première approximation, admettre que la fixation du Strontium 90 par les os de jeunes enfants à partir du lait qu'ils ingèrent se fera dans la même proportion que par les os de lapins en croissance à partir de l'herbe (sous la réserve, évidemment, que l'assimilation du Strontium soit sensiblement identique à partir des deux formes d'ingestion), c'est-à-dire dans le rapport d'un dixième.

On peut donc prévoir que l'alimentation lactée d'un jeune enfant devrait entraîner une contamination du Calcium de ses os, par le Strontium 90, de l'ordre du dixième de celle que l'on mesure dans le lait qu'il ingère.

Les valeurs moyennes que nous avons mesurées pour la période de 1961 à 1966 dans le lait (tableau III) sont de l'ordre de 20 picocuries de Strontium 90 par gramme de Calcium. Les auteurs du Royaume-Uni, notamment [22, 23], donnent effectivement des valeurs moyennes de l'ordre de 2 picocuries de Strontium 90 par gramme de Calcium pour les os des jeunes enfants pour cette période.

B. — DISCUSSION DES RÉSULTATS POUR L'ENSEMBLE DU TERRITOIRE :
RELATIONS ENTRE LA CONTAMINATION RADIOACTIVE DU LAIT
ET LES INFLUENCES CLIMATIQUES

L'examen des cartes des figures 9 et 10 met en évidence, pour le lait, une grande analogie entre les zones à forte activité, tant en Strontium 90 qu'en Césium 137, et les régions de fortes précipitations (figure 11). (Une analogie encore plus nette a été mise en évidence en comparant les cartes annuelles de radioactivité et de pluviosité, ce que confirment les résultats obtenus sous d'autres latitudes [24, 25].)

D'autre part, le tableau VII résume les activités moyennes annuelles en Strontium 90 et Césium 137 pour l'ensemble des départements regroupés selon les sept régions climatiques indiquées sur la carte de la figure 12. C'est en 1963 que l'activité mesurée dans le lait a été la plus élevée, à la fois pour la fraction Strontium-Terres Rares et le Césium 137 sur l'ensemble du territoire.

Les dix figurines (figure 13) donnent la répartition spatiale des activités moyennes calculées par climat pour chaque année. Sur ces cartes, on constate que pour les années 1963, 1964, 1965 et 1966, le maximum se situe dans la région appartenant au climat central et le minimum dans la région du climat séquanien. L'année 1962 fait exception : le maximum se situe dans l'Ouest (climat armoricain) pour l'activité du Strontium et le minimum est décalé à l'Est (climat vosgien) pour les activités moyennes du Strontium et du Césium.

La bordure Ouest du territoire, soumise à l'influence océanique, enregistre des activités relativement élevées (climats armoricain et girondin). Les minimums

TABLEAU VII

Activités volumiques moyennes du lait en fonction des climats (pCi/l)
(voir cartes fig. 13).

Activités moyennes	Strontium 90					Césium 137				
	Années									
	1962	1963	1964	1965	1966	1962	1963	1964	1965	1966
I. Armoricaïn	224	194	88	45	26	123	252	198	95	46
II. Séquanien	100	118	60	29	17	74	157	132	66	36
III. Vosgien	97	158	75	33	23	68	184	139	59	37
IV. Girondin	160	216	89	41	25	108	273	230	114	56
V. Central	156	252	130	67	43	137	388	362	201	104
VI. Rhodanien	126	235	126	56	34	131	275	289	147	70
VII. Méditerranéen	108	162	96	44	25	128	273	245	120	57

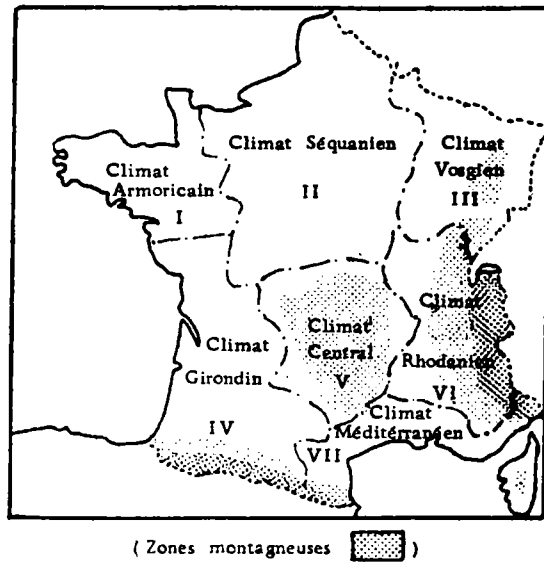


FIG. 12.
Carte des régions climatiques.

du climat séquanien sont en bon accord avec la pluviosité généralement plus faible mesurée sur l'ensemble du Bassin Parisien.

Le tableau VIII indique, pour les cinq années considérées et pour les mesures de Strontium 90 et de Césium 137, le rapport entre les activités moyennes maximales et minimales. A l'exclusion de l'année 1962 (pour laquelle les maximums et minimums sont décalés), le rapport entre l'activité moyenne du lait en Strontium

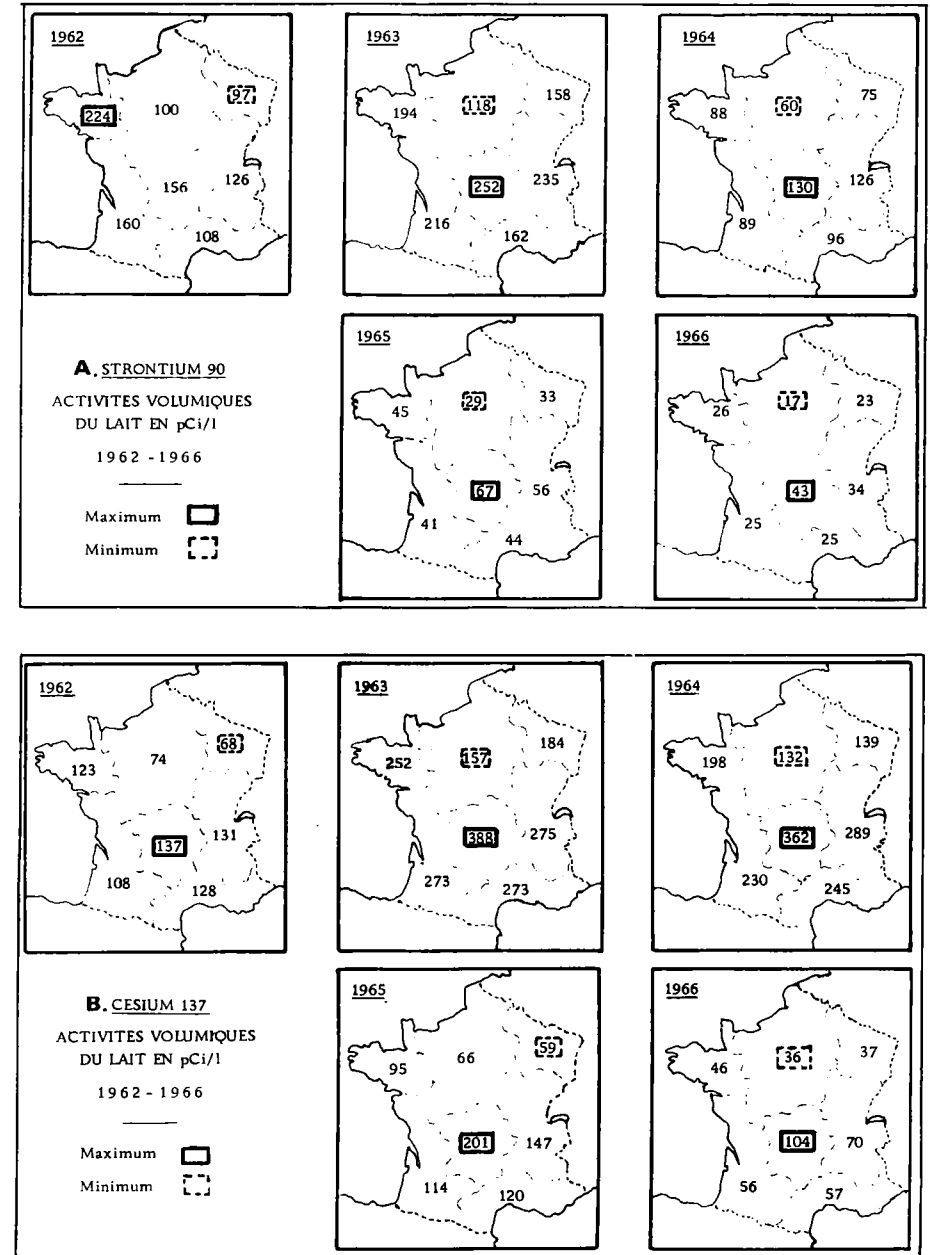


FIG. 13. — Activités moyennes du lait en fonction du climat (Strontium 90 et Césium 137) de 1962 à 1966.

est 2,3 fois plus élevé dans le Massif Central que dans le Bassin Parisien. Pour ces mêmes régions, on atteint un facteur 3 pour le Césium 137. Des activités élevées (sensiblement dans le même rapport) sont également observées sur le littoral Sud-Ouest et l'extrémité de la Bretagne.

TABLEAU VIII

Rapports activités moyennes maximales/activités moyennes minimales du Strontium 90 et du Césium 137 dans le lait (1962-1966).

Rapports		Années				
		1962	1963	1964	1965	1966
Strontium 90	maximum	2,3	2,1	2,2	2,3	2,5
	minimum					
Césium 137	maximum	2,0	2,5	2,7	3,4	2,9
	minimum					

V. — CONCLUSIONS

Un premier bilan des résultats de la recherche à long terme entreprise par le Service Central de Protection contre les Rayonnements Ionisants depuis 1959 sur les niveaux de la contamination radioactive du milieu ambiant et de la chaîne alimentaire [26] permet de dégager d'emblée plusieurs éléments concrets, en particulier :

1° Les études « verticales » que nous avons entreprises semblent constituer une approche fructueuse pour déterminer les coefficients de transfert utilisables dans le calcul des doses délivrées aux organes critiques, à partir des charges radioactives provenant de la contamination de la chaîne alimentaire. Ces études sont prolongées par celles que nous poursuivons sur la radioactivité des rations alimentaires-témoins, elles-mêmes complétées par la détermination directe de la contamination interne de l'homme par spectrométrie gamma et analyses radio-toxicologiques [27].

2° On note un rapport constant, compris entre 2 et 3, entre les valeurs de la contamination radioactive du lait des régions du Massif Central et du littoral Ouest, et celles du Bassin Parisien. Cette constatation revêt une importance certaine comme élément de décision en ce qui concerne la consommation du lait sur notre territoire, dans l'hypothèse de retombées radioactives importantes.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- MORGAN (K. Z.) : Maximum permissible concentration of radioisotopes in food, water and air and maximum permissible equilibrium amounts in the body, Nuclear Engineering Handbook, Mc Graw-Hill Book Company (1956).
- Radiological Health Data and Reports* (vol. 1 à vol. 6). U. S. Department of Health, Education and Welfare. Public Health Service (1960 à 1966).
- EDWARDS (M. A.) : Tabulation of data on announced nuclear detonations by all nations through 1965. UCRL-14786, 17 mars 1966.
- ERVET (P.) et PELLERIN (P.) : Aspirateur volumétrique sur filtre fixe (AVFF). SCPRI-108, août 1964.
- BARATTA (E. J.), BARATTA (E. R.), MURRAY (W.) et MURRAY (G.) : Iodine-131 in bovine thyroids, October-December 1964. *Radiological Health Data*, 1965, 6, 10.
- CHEVALLIER (A.) et SCHNEIDER (R.) : Mesures de la contamination radioactive de la chaîne alimentaire. *Bull. Institut National d'Hygiène*, 1961, 16, 1, 207, 272.
- HERSZBERG (B.), DUTAILLY (M. T.) et BURG (C.) : Méthode de détermination radiochimique du Strontium 90 dans les eaux de pluie, SCPRI-81, novembre 1962.
- DUTAILLY (L.), MARTIN (J.), ROBERT (J.) et BURG (C.) : Zirconium 95 and Niobium 95 in human lungs and atmospheric dust during 1963. *Nature*, 1966, 212, 702-703.
- PELLERIN (P.), MORONI (J. P.) et ZERTUCHA (J. DE) : Etude des poussières de hautes activités isolées dans certaines retombées sur le territoire français en 1962-1963. Colloque sur la pollution radioactive des milieux gazeux, Saclay, 12-16 novembre 1963. SCPRI-99, novembre 1963.
- Recommandations de la Commission Internationale de Protection Radiologique, Rapport du Comité II sur la dose admissible en cas d'irradiation interne. ICRP-Pub. n° 2, 1959.
- H. A. S. L. Manual of Standard Procedures. NYO-4700, E 38 (rev. 1966).
- H. A. S. L. Manual of Standard Procedures. NYO-4700, E 55 (rev. 1966).
- TAMERS (M. A.) et BIBRON (R.) : Benzene method measures Tritium in rain without isotope enrichment. *Nucleonics*, 1963, 21, 6, 90-94.
- PORTER (C.), CAHILL (D.), SCHNEIDER (R.), ROBBINS (P.), PERRY (W.) et KAHN (B.) : Determination of Strontium 90 in milk by an ion exchange method. *Analytical Chemistry*, 1961, 33, 9, 1306-1308.
- MURTHY (G. K.) et al. : Method for removing Iodine 131 from milk. *Journal of Dairy Science*, 1962, 45, 1066.
- BERGH (H.) : A method for determination of very small amounts of Iodine 131 in biological materials, especially in milk. Deuxième conférence internationale des Nations Unies sur l'Utilisation de l'Energie Atomique à des fins pacifiques, Genève, 1958. A/Conf/15/8/586.
- Radioactive fallout in air and rain. AERE-R-4392, 1963.
- Résultats des mesures de la radioactivité ambiante dans les pays de la Communauté. EUR 2516, 1965.
- DUMONT (A.) : Le climat de la France. Météorologie Nationale, France, 1956.
- Normales mensuelles et annuelles des hauteurs de précipitations en France, période 1921-1950. Météorologie Nationale, France, 1959.
- HALLDEN (N. A.), FISENNE (I. M.), ONG (L.) et HARLEY (J. H.) : Radioactive decay of weapons debris. H. A. S. L.-117 (rev. 1961).
- Assay of Strontium 90 in human bone in the United Kingdom. Med. Research Council Monitoring Report series, 1960-1965.
- Report of the United Nations Scientific Committee on the effects of atomic radiations. Supplement n° 14, A/5814, N. Y., 1964.

24. MERCER (E. R.), BURTON (J. D.) et BARTLETT (B. O.) : Relationships between the deposition of Strontium 90 and the contamination of milk in the United Kingdom. *Nature*, 1963, 198, 662-665.
25. FEIGE (A.), EISENBERG, PUSSY (N.) et STILLER (M.) : Estimation of the ^{90}Sr in the Israeli Diet during 1962-1963 as based on the radioanalysis of milk. *Health Physics*, 1965, 11, 7, 629-635.
26. S. C. P. R. I. : Rapports mensuels d'activité de 1960 à 1966.
27. PELLERIN (P.), MORONI (J. P.) et RÉMY (M. L.) : Premiers résultats d'une étude systématique des contaminations internes consécutives aux retombées radioactives. Colloque sur l'évaluation des charges corporelles chez l'homme, Heidelberg, 11-16 mai 1964. SM-52-81. A. I. E. A. SCPRI-107, mars 1964.

MÉTHODOLOGIE

POSSIBILITÉS ET LIMITES DE LA RÉACTION TUBERCULINIQUE COMME MÉTHODE DE CONNAISSANCE DE L'ÉTAT ÉPIDÉMIOLOGIQUE

A. LOTTE, S. PERDRIZET et F. HATTON

1. — INTRODUCTION. — L'épreuve tuberculique est considérée actuellement, dans le domaine de l'épidémiologie de la tuberculose, comme une des méthodes essentielles capables de renseigner sur l'étendue, la répartition et l'intensité de la tuberculisation dans la collectivité.

Depuis la découverte de l'allergie par VON PIRQUET et la description des résultats de la cuti-réaction, depuis la mise au point des autres tests percutanés ou cutanés (dont le test intradermique de Mantoux), depuis l'utilisation de la vieille tuberculine de Koch, puis de la première tuberculine purifiée de Florence Seibert, l'épreuve cutanée tuberculique s'est progressivement perfectionnée et le champ des investigations la concernant s'est considérablement étendu.

Notamment, la normalisation de la technique (concernant à la fois la préparation de la tuberculine, l'exécution de l'injection intradermique, la réalisation de la lecture et la mesure des résultats), ainsi que son application à de grands groupes de population dans diverses parties du monde, ont permis à l'O. M. S. de mettre au point au cours des quinze dernières années, sur la base d'une vaste expérience épidémiologique, l'« épreuve tuberculique standard ».

Ces résultats nous ont permis d'élargir et d'approfondir nos connaissances sur la signification épidémiologique des réactions tuberculiques et ont mis l'accent sur la valeur de la méthode en même temps que sur ses limites.

2. — LA VALIDITÉ DE CETTE MÉTHODE D'INVESTIGATION DÉPEND DE DEUX CONDITIONS ESSENTIELLES, D'ORDRE TECHNIQUE ET D'ORDRE STATISTIQUE :

— la précision et l'uniformité de la technique qui vise à substituer à une simple appréciation qualitative de l'existence ou de l'absence de l'allergie, une *appréciation quantitative de son intensité* (objectivée par la mesure du diamètre de l'induration);

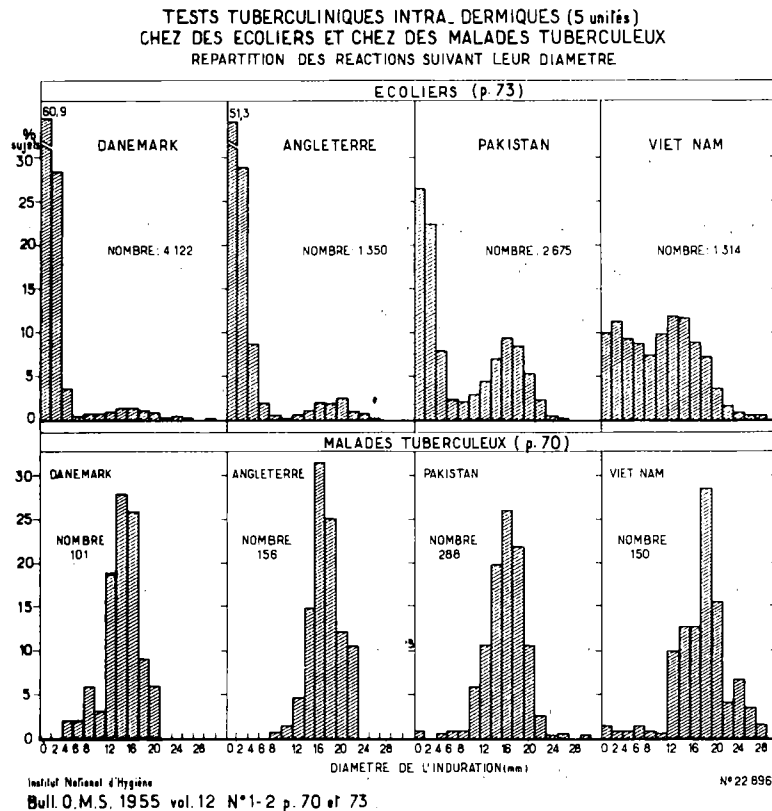


FIG. 1.

— l'application des tests à *des effectifs de sujets* numériquement suffisants et représentatifs du « tout-venant » de la population de groupes démographiques déterminés.

Il est tout d'abord indispensable d'observer *la distribution des dimensions* des réactions tuberculiques dans *les effectifs* considérés, où l'on cherche à discriminer sujets infectés et sujets non infectés. Il est également essentiel de la comparer à la distribution obtenue, dans des conditions techniques identiques, chez un groupe de tuberculeux avérés (par exemple de malades bacillifères).

Chez ces derniers, la distribution est, comme on le sait, unimodale (la représentation graphique étant celle d'une courbe de Gauss, dont le sommet se situe sur l'échelle des diamètres entre 15 et 20 mm), et elle est, à conditions techniques égales, remarquablement fixe dans tous les pays du monde (tableau I et fig. 1, 2 et 3).

Chez les premiers (effectifs d'enfants, adolescents ou jeunes adultes apparemment sains), la distribution est bimodale : à droite, dans le même secteur de la

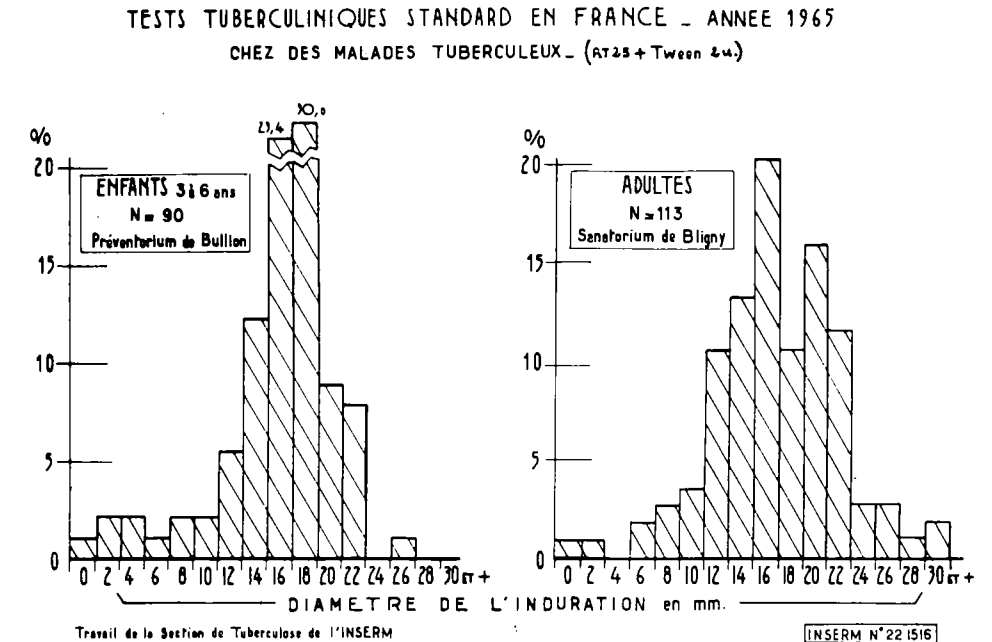


FIG. 2.

courbe que les malades tuberculeux, les sujets « positifs », présumés infectés; à gauche, les sujets « négatifs », présumés non infectés. Entre ces deux parties, dans le secteur des petites dimensions, une zone où les cas (peu nombreux) représentent vraisemblablement un mélange de sujets dont il est difficile de dire s'ils sont ou non tuberculisés (fig. 1, 3, et 4).

Il est logique de tracer la « limite de positivité » à l'intersection de ces deux zones (en général 6 ou 8 mm), tout en cachant qu'elle est conventionnelle et qu'elle est susceptible d'être légèrement décalée à droite ou à gauche suivant les résultats obtenus dans un groupe déterminé et par une technique et des techniciens déterminés.

RESULTATS DES TESTS TUBERCULINIQUES STANDARD

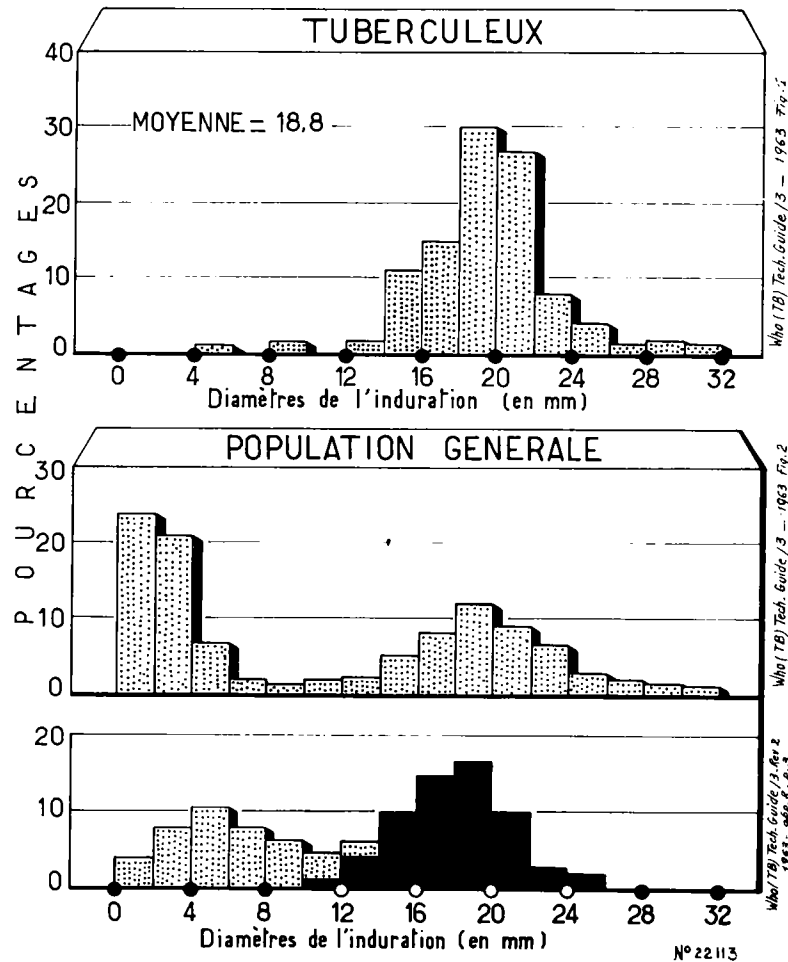


FIG. 3.

3. — LES RENSEIGNEMENTS QUE L'ON PEUT TIRER DE CES RESULTATS SONT DES PLUS PRECIEUX, DANS LES PAYS OU REGIONS OU CETTE DISTRIBUTION BIMODALE EST OBSERVEE.

On peut calculer en effet la *prévalence de l'infection* : c'est-à-dire le pourcentage par rapport à l'effectif testé, à un moment déterminé, des sujets « tuberculino-positifs », selon les critères décrits, ceux-ci représentant (avec une très forte probabilité) les cas anciennement ou récemment infectés. Compte tenu de la persistance habituelle de l'allergie, ce taux de prévalence augmente avec l'âge, comme le montrent les courbes classiques d'index tuberculinique (fig. 5).

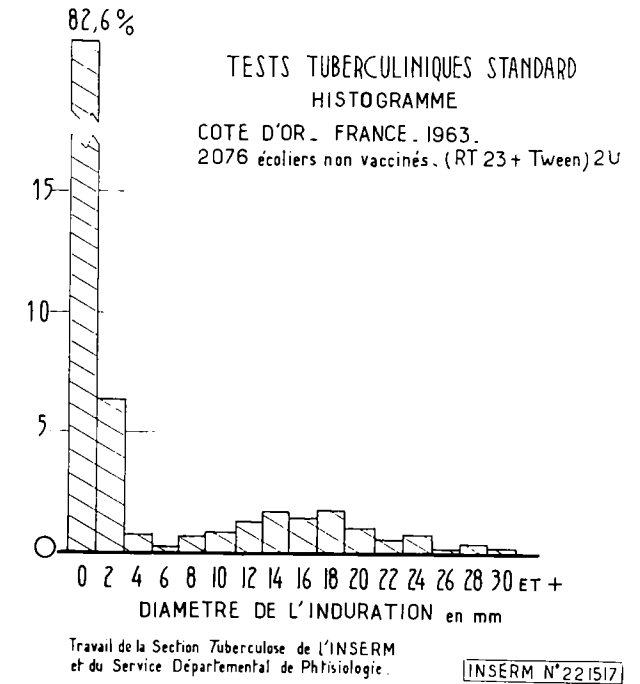


FIG. 4.

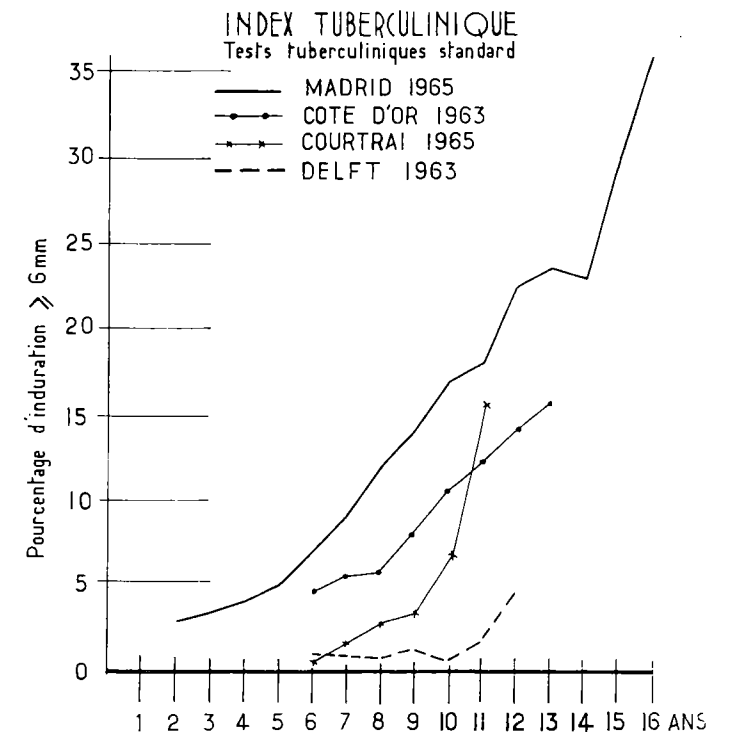


FIG. 5.

N° 221379

En testant, annuellement par exemple, des échantillons d'enfants, on dispose d'un « indicateur » (taux de prévalence) susceptible de refléter les modifications de la situation épidémiologique dans les régions considérées.

Il est intéressant de constater, en effet, qu'il existe une *concordance entre les taux de prévalence de l'infection chez les enfants, de prévalence et d'incidence des tuberculoses « actives » et bacillifères et de mortalité par tuberculose chez les*

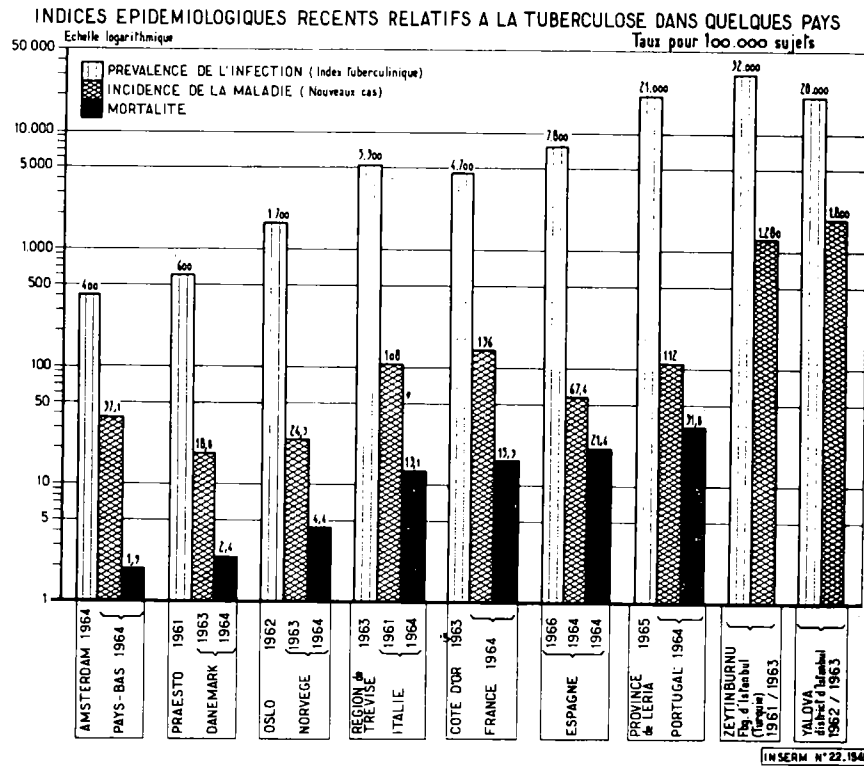


Fig. 6.

adultes ou dans l'ensemble de la population de tous âges : les pays à forte mortalité et à haute morbidité ont un index tuberculique élevé; les pays à faible mortalité et morbidité ont un index tuberculique bas (tableau II et fig. 6).

Il est intéressant d'observer également que, pour un pays déterminé, la *régression* de la mortalité tuberculeuse et de l'incidence annuelle des nouveaux cas de maladie va de pair avec une diminution de l'index tuberculique des jeunes sujets (tableaux III, IV et V, et fig. 7, 8, 9 et 10).

Si les conditions d'exécution technique des tests et d'enregistrement des données permettent d'établir une comparaison valable entre diverses périodes, on

INDEX TUBERCULIQUE
AU DEPOT DES ENFANTS ASSISTES
DE 1934 à 1960

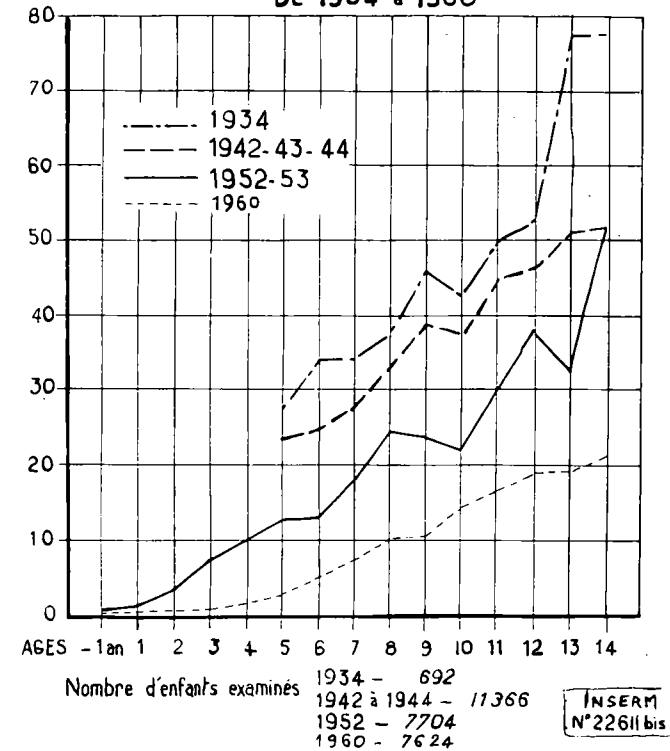


Fig. 7.

ECOLES PRIMAIRES D'OSLO
ENFANTS TUBERCULINO-POSITIFS
DIMINUTION DE LA FREQUENCE DE L'INFECTION DEPUIS 1945

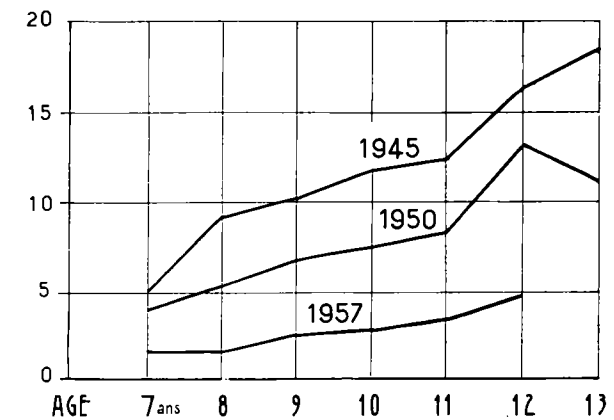


Fig. 8.

DIMINUTION DE LA MORBIDITE ET MORTALITE TUBERCULEUSE ET DE L'INDEX TUBERCULINIQUE A OSLO

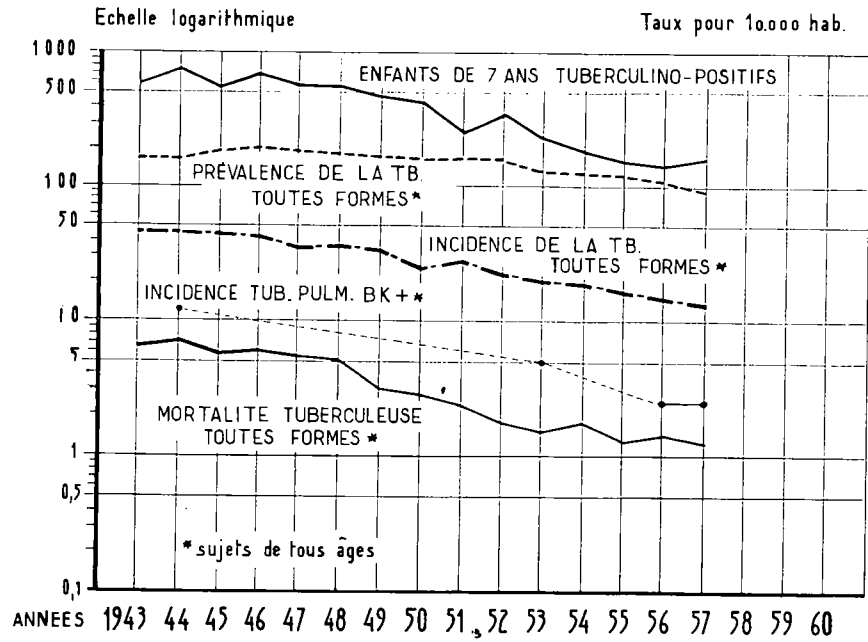


Fig. 9.

INSERM N°22.1059

EVOLUTION DES INDICES EPIDEMIOLOGIQUES EN HOLLANDE

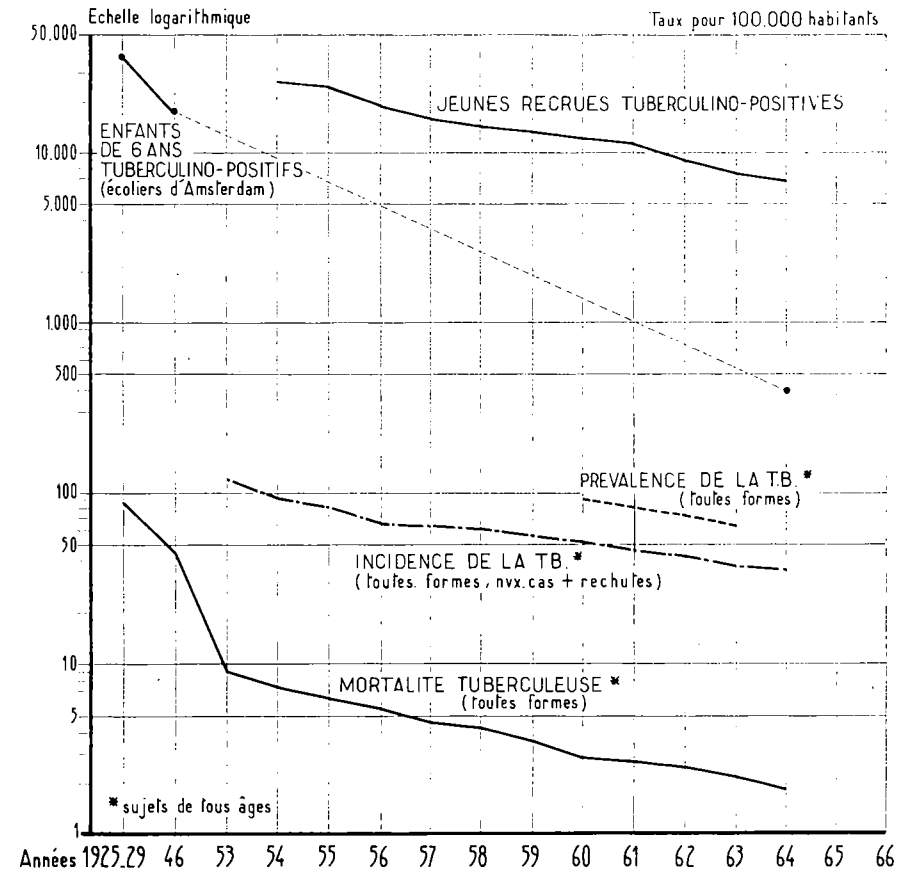


Fig. 10.

INSERM N°22.1544

peut apprécier la tendance évolutive des faits épidémiologiques et trouver les relations existant entre les diverses composantes : infection, morbidité, mortalité.

Les tests tuberculiques permettent de se rendre compte non seulement de la prévalence, mais aussi de l'incidence de l'infection.

Si le groupe testé est composé de jeunes enfants (par exemple âgés de 5 ou 6 ans), on est en effet en droit de déduire, du calcul de la prévalence, le taux

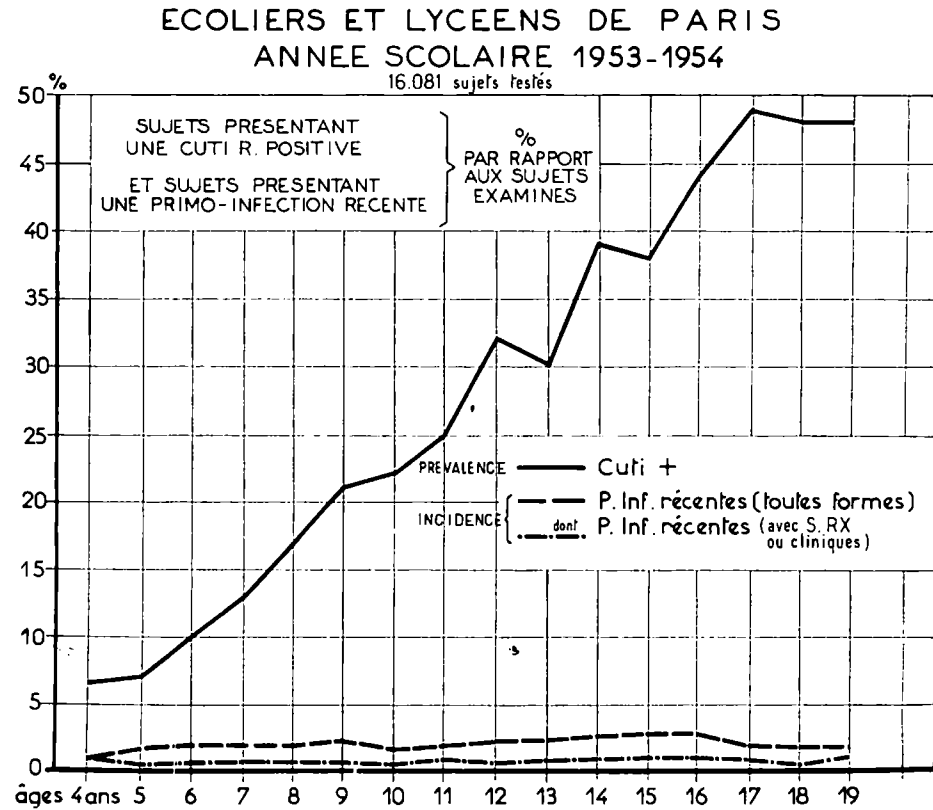


FIG. 11.

d'incidence annuelle de l'infection : par exemple, prévalence = 2,5 % à 5 ans; incidence = 0,5 % par an.

Ces nouveaux cas d'infection, on peut les connaître également grâce à des « enquêtes longitudinales » mettant en jeu la répétition des tests (chez les mêmes enfants) qui permettent la détection des « virages » récents (fig. 11).

On peut alors calculer l'incidence de l'infection dans l'effectif testé, comme aussi le risque qu'encourent les sujets initialement indemnes d'être ultérieurement contaminés.

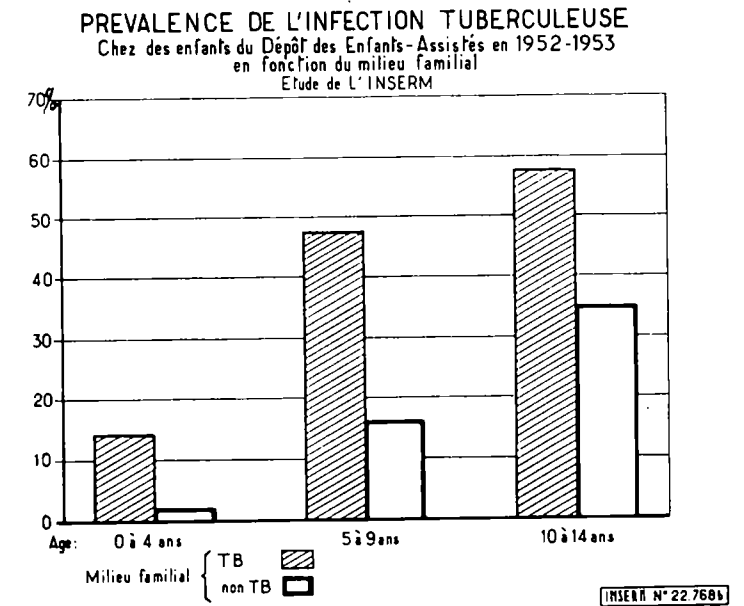


FIG. 12.

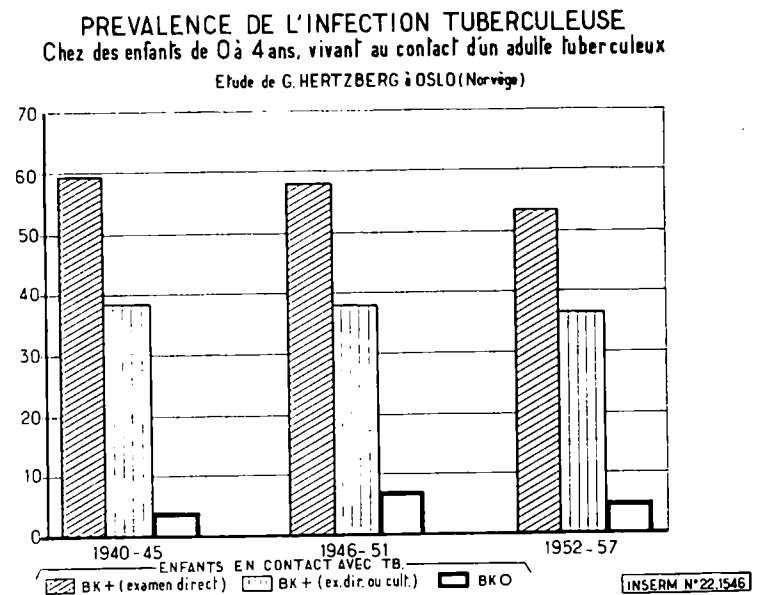
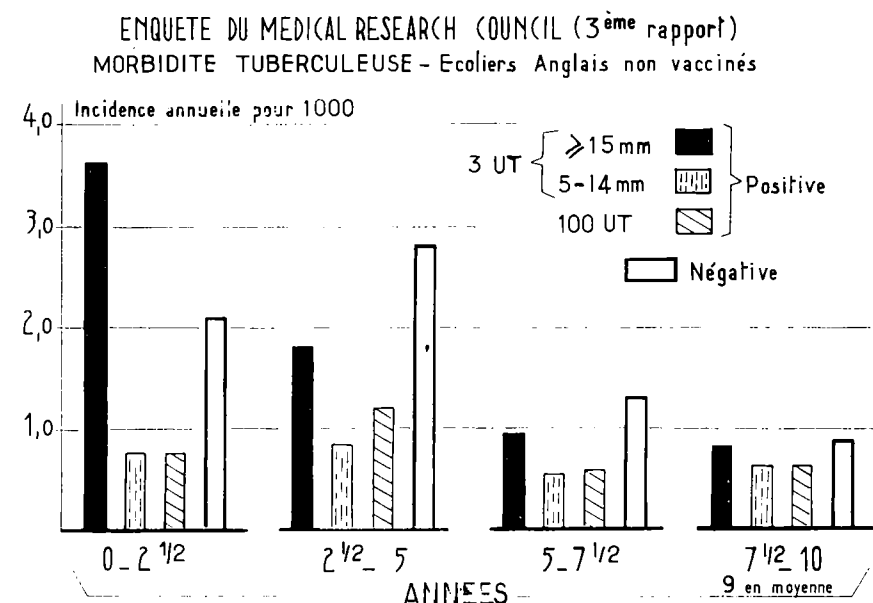


FIG. 13.

Ce risque de contamination, et ses variations suivant les milieux, peut être calculé grâce à des études corrélatives montrant des différences dans la prévalence de l'infection de divers groupes d'enfants, suivant qu'existent ou non dans leur entourage des adultes contagieux (tableaux VI, VII, VIII, et fig. 12 et 13).

L'épreuve tuberculique représente donc un moyen simple et efficace pour détecter des sources de contamination jusque-là ignorées.



BCG AND VOLE BACILLUS VACCINES IN THE PREVENTION OF TUBERCULOSIS IN ADOLESCENTS III Report. Brit. Medical Journal. Sept. 12, 1959, vol. ii, p. 379-396.

N° 22 1076^b

FIG. 14.

Elle permet également de mettre en relief un élément important : la signification pronostique du degré de l'allergie, tout spécialement chez des sujets jeunes (tableaux IX et X, et fig. 14).

Ce risque qu'encourent des sujets ayant une forte sensibilité tuberculique de présenter, à brève ou à longue échéance, des lésions suspectes ou confirmées de tuberculose, ressort nettement d'enquêtes épidémiologiques. Il en découle des conclusions d'ordre pratique relatives aux mesures qu'il peut être indiqué de prendre dans de tels cas.

4. — CETTE MÉTHODE D'INVESTIGATION ÉPIDÉMIOLOGIQUE, TRÈS PRÉCIEUSE, A CEPENDANT SES LIMITES.

4.1. — Des difficultés d'interprétation surgissent, en effet, même lorsque toutes les conditions techniques énumérées plus haut sont requises, si la vaccination par le B. C. G. a été très largement appliquée dans les régions où on procède à l'épreuve tuberculique. Il est alors difficile de savoir ce qui, dans les résultats observés, relève de l'allergie tuberculique spontanée ou de l'allergie post-vaccinale.

La distribution des réactions apparaît souvent modifiée, irrégulière, en raison de la présence de sujets faiblement allergiques; les réactions tuberculiques étant, comme on le sait, fréquemment faibles si le B. C. G. utilisé était peu actif (fig. 15), les conditions d'application non adéquates, ou la vaccination de date ancienne (fig. 16). Il devient impossible de tracer sur l'histogramme la « limite de positivité », puisque les sujets vaccinés peuvent également se trouver dans la zone des grandes dimensions, qu'ils aient été ou non soumis à une surinfection virulente.

Certes, en tenant compte de la cartothèque des vaccinés (lorsqu'elle existe), en se basant sur la présence de cicatrices vaccinales, on peut arriver à séparer les sujets testés en deux groupes : vaccinés et non vaccinés, et à établir chez ces derniers la distribution des réactions pour calculer ensuite la prévalence de l'infection.

Néanmoins, l'estimation de cette prévalence se trouve faussée puisqu'elle concerne un groupe de sujets qui n'est plus représentatif de la population enfantine globale de la région considérée. Il faudrait, pour arriver à une appréciation exacte, pouvoir calculer également la prévalence de l'infection dans les groupes de sujets vaccinés. Or, dans l'état actuel de nos connaissances techniques, il est difficile d'établir formellement cette discrimination.

Dans les pays où le B. C. G. n'est pas appliqué à la naissance, l'épreuve tuberculique effectuée chez les jeunes enfants (par exemple à l'entrée à l'école) garde toute sa valeur d'indicateur épidémiologique.

Dans les pays où les nouveau-nés sont obligatoirement vaccinés, il a été proposé de soustraire à la vaccination un échantillon de 1 à 2 % des enfants qui, bien entendu, seraient très étroitement surveillés et soumis à l'épreuve tuberculique.

On peut également tenir compte, dans l'ensemble des enfants antérieurement vaccinés, de la proportion de ceux qui sont fortement positifs (par exemple ≥ 20 mm) et dont au moins une fraction représente le lot qui a été vraisemblablement surinfecté.

4.2. — Une autre difficulté dans l'interprétation des réactions tuberculiques tient à l'existence, dans certaines régions, d'infections mycobactériennes susceptibles de provoquer une sensibilité tuberculique, sensibilité dite « non spécifique ».

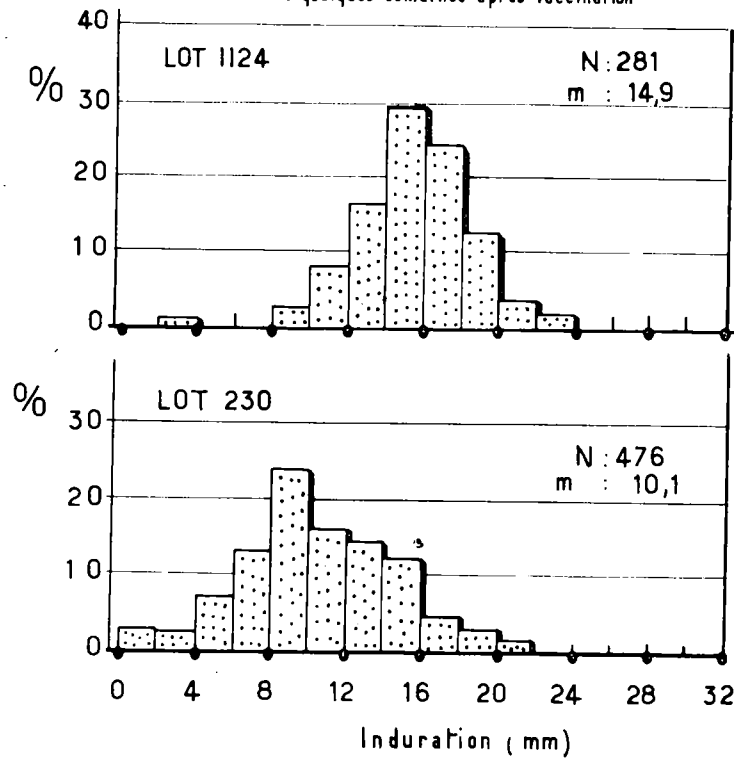
Dans les groupes de sujets testés dans de telles régions, l'aspect particulier de la distribution des réactions attire l'attention : la courbe n'est plus bimodale; la « vallée » comprise entre les cas franchement négatifs et les cas franchement

RESULTATS DES TESTS TUBERCULINIQUES STANDARD*

SOUDAN 1958

ENFANTS VACCINES PAR LE B.C.G.

Enfants testés quelques semaines après vaccination

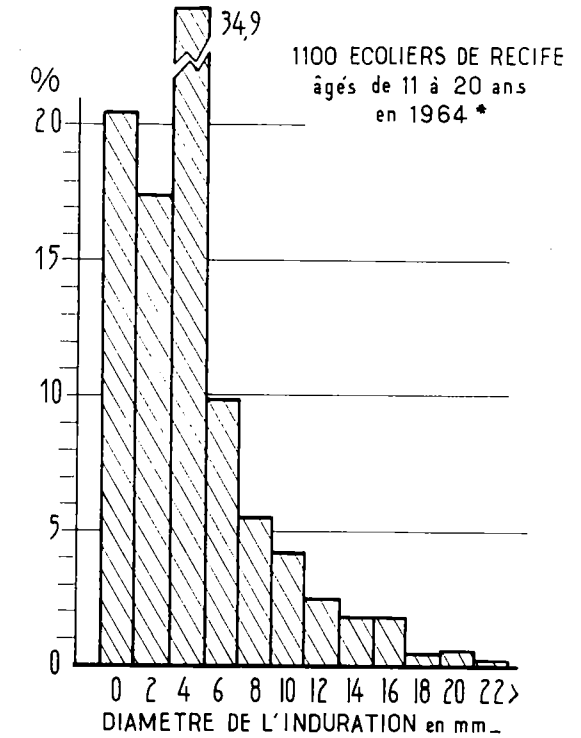


* Who/TB/ Techn. Guide/3. 1963 fig.4

INSERM N° 22 1144

FIG. 15.

HISTOGRAMME DES TESTS TUBERCULINIQUES STANDARD AU BRÉSIL (RT 23 + TWEEN 1 U)



* Sujets dont la majorité sont vaccinés à la naissance par le B.C.G. per os.

Rev. Serv. Nat. Tuberculose.
vol. 9. N° 33 - 1^{er} trim. 65 - Tabl. VII. p. 13

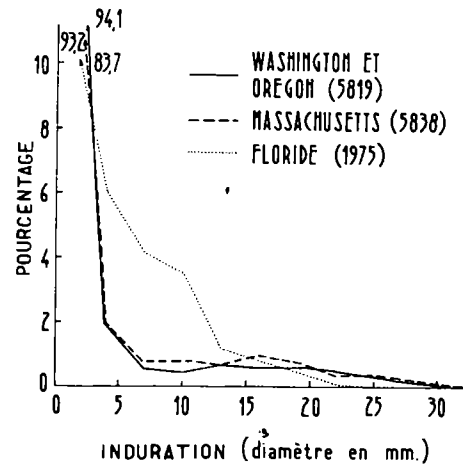
INSERM. N° 221549

FIG. 16.

positifs disparaît, en raison de la fréquence inhabituelle des réactions de petit diamètre (fig. 1, 3 et 17).

Il serait erroné de considérer systématiquement toutes celles-ci comme témoignant d'une tuberculisation et d'en tenir compte dans le calcul du taux de l'infection. Il devient donc difficile d'évaluer ce taux : on peut cependant en faire une estimation en tenant compte des réactions les plus nettement positives (par exemple supérieures à 10 ou 12 mm plutôt que supérieures à 6 mm).

HISTOGRAMMES DES TESTS TUBERCULINIQUES (P.P.D-S, 5 U) CHEZ DES JEUNES RECRUES DE LA MARINE DANS PLUSIEURS ETATS DES U.S.A. 1958 - 1960 *



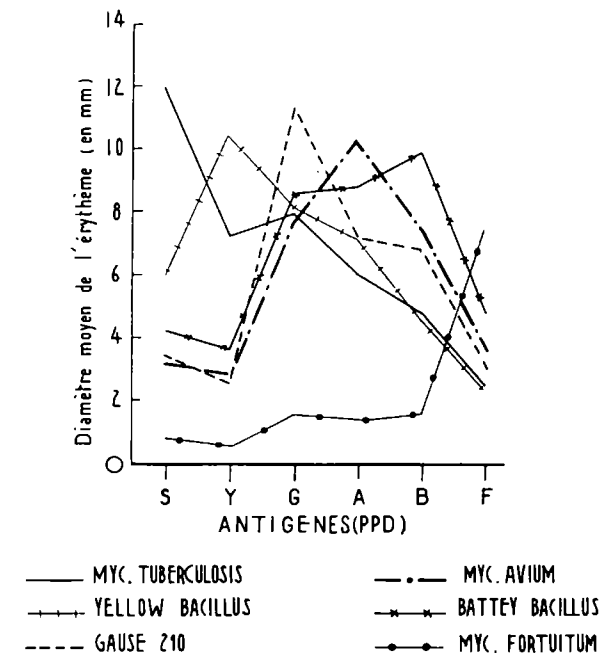
I.M.S.E.R.M. 22.1520

FIG. 17.

Il est ici très important de pousser plus loin les investigations tuberculiques : en particulier d'étudier comparativement, comme maints épidémiologistes l'ont déjà fait, les réactions cutanées de tels sujets à diverses sensitines (injectées de façon simultanée) émanant de mycobactéries différentes mais voisines du *Mycobacterium tuberculosis* (fig. 18, 19 et 20).

Il est, par ailleurs, essentiel de confronter les renseignements ainsi recueillis avec les données résultant des autres investigations épidémiologiques effectuées dans les mêmes régions. Sans doute arrivera-t-on alors, sur la base de nouvelles enquêtes épidémiologiques, à élucider ce problème complexe de la *sensibilité tuberculique spécifique* et non spécifique et à définir de façon plus rigoureuse le critère de l'infection tuberculeuse.

"PROFILS" DE LA SENSIBILITE A PLUSIEURS ANTIGENES CHEZ DES COBAYES INOCULES AVEC TEL OU TEL TYPE DE MYCOBACTERIES

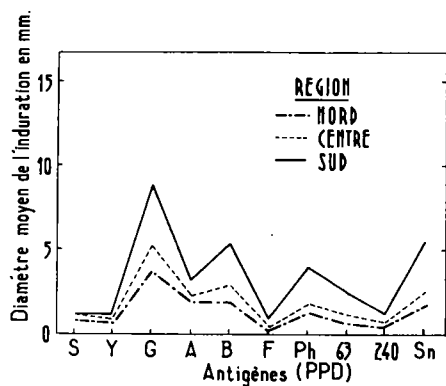


(E. PALMER et L.B. EDWARDS: loc. cit. (Fig 4, p. 388)

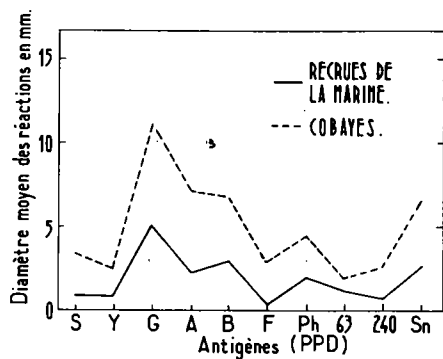
INSERM. N°22 1521

FIG. 18.

**"PROFILS DE SENSIBILITES"
CHEZ LES JEUNES RECRUES DE LA MARINE
REPARTIES EN 3 GRANDS GROUPES
SUIVANT LEUR LIEU DE RESIDENCE.**



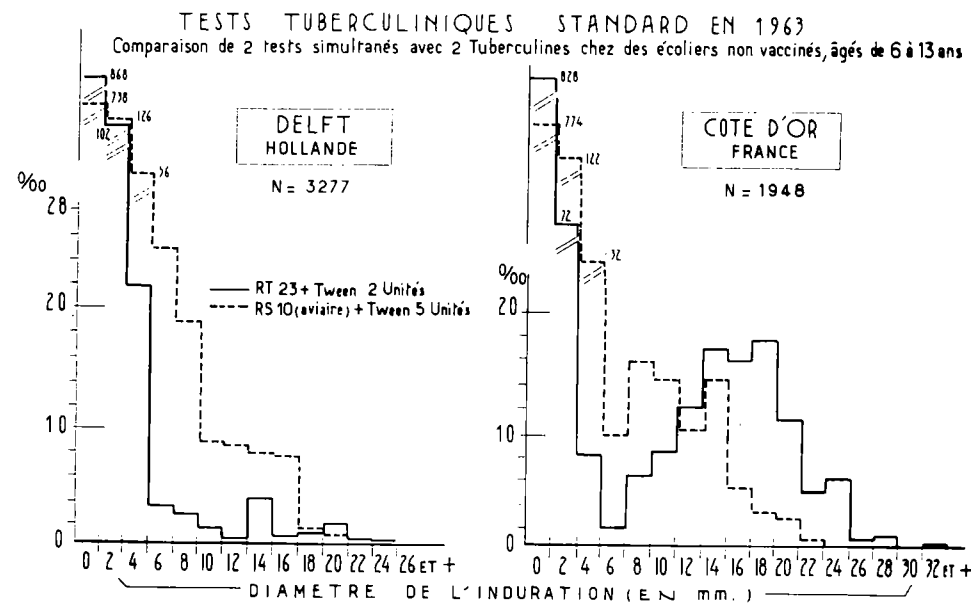
**COMPARAISON DU "PROFIL DE SENSIBILITE"
DES JEUNES RECRUES DE LA MARINE ET DES COBAYES
INOCULES AVEC LE BACILLE DE GAUSE (SCOTOCHROMOGENE)**



C.E. PALMER ET
L.B. EDWARDS: loc. cit.
fig. 8 et 9, p. 392

INSERM. 22.1522

FIG. 19.



INSERM N° 22 1523

FIG. 20.

TABLEAU I (voir fig. 1, 2, 3).

Diamètre moyen des tests tuberculiques intra-dermiques chez des malades tuberculeux.

Pays et régions	Caractéristiques des malades	Tuberculine		Nombre de malades testés	Diamètre moyen (en mm)	Ecart-type
		Provenance	Dose			
<i>Danemark</i> [1]	Adultes bacillifères.	RT 19-20-21.	5 ou 10 U.	101	14,6	3,3
<i>Angleterre</i> [1]	»	»	»	156	17,5	2,8
<i>Inde du Nord</i> [1]	»	»	»	290	16,8	3,7
<i>Inde du Sud</i> [1]	»	»	»	646	12,8	4,8
<i>Pakistan</i> [1]	»	»	»	288	16,1	3,5
<i>Philippines</i> [1]	»	»	»	246	16	4
<i>Sud des Etats-Unis</i> [1] :						
Noirs	»	»	»	643	18,7	5,4
Blancs	»	»	»	949	18,1	5,2
<i>Viet-Nam</i> [1]	»	»	»	150	17,6	4,9
<i>Soudan</i> [2]	Adultes bacillifères.	RT 19-20-21.	5 U.	156	18,8	3,2
<i>Libye</i> [2]	»	»	»	274	16	
<i>Kenia</i> [3]	Adultes bacillifères.	RT 23 + Tween.	1 U.	146	18,6	4,4
<i>Pays-Bas</i> [4]	Adultes bacillifères.	RT 19-20-21.	5 U.	68	16,1	
		RT 23 + Tween.	1,5 U.	110	16,7	
<i>Etats-Unis</i> : Californie [5].	Adultes tuberculeux anciens ou actifs.	PPD-S.	5 U.		18,6	
		RT 23 + Tween.	2,5 U.	205	17,1	
<i>Turquie</i> : Zeytinburnu [6] (district d'Istanbul)	Enfants et adultes bacillifères : tous cas actifs ou d'activité douteuse.	RT 23 + Tween.	1 U.	231 2 247	16,4 15,5	3,9 5,8
<i>France</i> [7] :						
Bullion	Enfants : tuberculose active.	RT 23 + Tween.	2 U.	90	16,4	4,6
Bligny	Adultes : tuberculose active (majorité bacillifère).	RT 23 + Tween.	2 U.	113	17,3	5,2
<i>France</i> [8] : Bordeaux	Adultes : tuberculose active (majorité bacillifère).	IP 48.	10 U.	49	12,9	4,5

ANNEXE AU TABLEAU I

- [1] EDWARDS (L. B.), PALMER, (C. E.), EDWARDS (PH. Q.) (Tuberculosis Research Office of W. H. O.) : Further studies of geographic variations in naturally induced tuberculin sensitivity. *Bull. of W. H. O.*, 1955, 12, n° 1-2, pp. 63-83 (voir fig. 1, p. 70).
- [2] DECK (F.) et GULD (J.) : Epreuve tuberculitique standard de l'O. M. S. *Bull. de l'U. I. C. T.*, mai 1964, XXXIV, n° 1, pp. 53-71 (voir fig. 1, p. 60).
- [3] ROELSGAARD (E.), IVERSEN (E.) et BLØCHER (C.) : Tuberculosis in Tropical Africa : an epidemiological study. *Bull. of W. H. O.*, 30, n° 4, pp. 459-518 (voir tableau II, p. 469).
- [4] GULD (J.), BENTZON (M. W.), BLEIKER (M. A.), GRIEP (W. A.), MAGNUSSON (M.) et WAALER (H.) : Standardisation of a new batch of purified tuberculin (PPD) intended for international use. *Bull. of W. H. O.*, 1958, 19, n° 5, pp. 845-951 (voir tableau IV, p. 861).
- [5] COMSTOCK (G. W.), EDWARDS (L. B.), PHILIP (R. N.) et WINN (W. A.) : A comparison in the United States of America, of two tuberculins, PPD-S and RT 23. *Bull. of W. H. O.*, 1964, 31, n° 2, pp. 161-170 (voir tableau, p. 163).
- [6] SAGLAM (T.), GOKÇE (T. I.), ÖNER (K.), ATLAMAZ (T.), CAN (N.), ÇELIKOĞLU (S.) et DEREN (H.) : *Deux projets-pilotes pour la lutte antituberculeuse et leur application en Turquie*. Edité par la Ligue antituberculeuse d'Istanbul, 1963.
- [7] LOTTE (A.) et PERDRIZET (S.) : *Travail de la Section de la Tuberculose de l'I. N. S. E. R. M.* (1965, non publié).
- [8] FRÉOUR (P.), SERISE (M.), LOTTE (A.), PERDRIZET (S.), ROUILLON (A.) et COUDRAY (P.) : Résultats préliminaires du dépistage tuberculitique et radiologique des écoliers à Bordeaux en 1961-62 (Travail de la Chaire d'Hygiène de la Faculté de Médecine de Bordeaux et de la Section de la Tuberculose de l'Institut National d'Hygiène). *Bull. de l'I. N. H.*, 1963, 18, n° 3, pp. 293-312.

TABLEAU II (voir fig. 6).
Indices épidémiologiques relatifs à la tuberculose dans quelques pays.

Pays	Mortalité et morbidité (taux pour 100 000 sujets de tous âges dans l'ensemble du pays)		Pourcentage de sujets tuberculino-positifs		
	Mortalité (toutes formes)	Incidence (toutes formes)	Ecoliers âgés de 6 ou 7 ans	Jeunes recrues	Etudiants non vaccinés (18 à 29 ans)
<i>Pays-Bas.</i>	1,9 en 1964.	37,1 en 1964.	1 : Delft (1963). 0,4 : Amsterdam (1964).	15,2 (1958). 6,4 (1964).	
<i>Danemark.</i>	2,4 en 1964.	18,8 en 1963.	0,6 : Praesto (1961).	7,3 (1958).	
<i>Norvège.</i>	4,4 en 1964.	24,3 en 1963.	1,7 : Oslo (1962).		
<i>Italie.</i>	13,1 en 1964.	108 en 1961.	12 : Naples (1960). 5,3 : région de Trévise (1963).	37,7 (1962).	
<i>France.</i>	15,3 en 1964.	68 en 1964. Estimation : $68 \times 2 = 136$.	7 : France (1960). 6 : Paris (1960). 4,7 : Côte-d'Or (1963). 2,6 : Seine-et-Oise (1963).	40 (1959).	60 : Paris (1959). 54 : Strasbourg (1964).
<i>Espagne.</i>	21,6 en 1964.	67,4 en 1964.	7 : Madrid (1965). 7,8 : Espagne (1966).		58 : Madrid (1964).
<i>Portugal.</i>	31,8 en 1964.	112 en 1964.	21 : Province de Leiria (1965).		89 : Lisbonne (1957).
<i>Turquie :</i>					
Istanbul	25 en 1962.				
Zeytinburnu : faubourg d'Istanbul ..		1 280 en 1961-1963, dont B. K. + : 138.	32 : 1961-1963 (4 à 6 ans).		
Yalova : district d'Istanbul		1 800 en 1962-1963, dont B. K. + : 200.	20 : 1962-1963 (4 à 6 ans).		

ANNEXE AU TABLEAU II

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Mortalité et morbidité tuberculeuses.

Rap. Epidém. Démogr., 1966, 19, pp. 171-256 (O. M. S., Genève).

LOWELL (A. M.) : A view of TB mortality and morbidity fifteen years after the advent of chemotherapeutic Era, 1947-1962. *Adv. Tuberc. Resp.*, 1966, 15, pp. 55-124 (Karger, Basel-New-York).

*Prévalence de l'infection et morbidité tuberculeuse.**Danemark :*

GROTH-PETERSEN (B.) : Frequency of tuberculous infection among school children in Praesto County. *Acta Tuberc. Scand.*, 1963, 42, n° 4, p. 275.

Espagne :

Statistiques communiquées à l'I. N. S. E. R. M. par le Dr BLANCO, Secrétaire Général du Patronato antituberculoso (Madrid).

France :

LOTTE (A.) : Données épidémiologiques sur la tuberculose en France. *Bull. de l'I. N. S. E. R. M.*, 1966, 21, n° 5.

FILLASTRE (C.) : Travail de la Station-Pilote du C. I. E., chez les écoliers de Sarcelles, en Seine-et-Oise (1963, non publié).

ROEGEL (E.) : La tuberculose en milieu étudiant à Strasbourg, in *Thèse Péron*, Strasbourg, 1966.

Italie :

GRELLA (G.) et LEONARDI (L.) : Indagine tubercolinica su un gruppo di bambini della città di Napoli et di alcuni comuni della provincia. *Lotta contro la Tuberculosis*, 1960, XXX, n° 7-8, pp. 597-605.

MAZZOLA (S.) et VITTURI (G.) : Inchiesta tubercolinica e morbosità tuberculosa tra la popolazione infantile della circoscrizione dispensariale di Montebelluna nel Quinquennio, 1959-1963. *Lotta contro la Tuberculosis*, 1964, XXXIV, n° 9-10.

L'ELTORE (G.), D'AGOSTINO (A.), MAURO (B.) et REGINATO (E.) : Indagine comparativa sulla reazione alla tubercolina eseguita con 4 metodi della intradermoreazione e della cerottoreazione nei militari del C. A. R. di Orvieto. *Lotta contro la Tuberculosis*, XXXII, n° 9-10, pp. 727-762.

Norvège :

EILERTSEN (E.) : Tuberculosis infection in childhood and adolescence as illustrated by a 27-year follow-up study of a complete year-group of the population of Bergen, Norway. *Acta Tuberc. Pneum. Scand.*, Suppl. LX, 1 vol., 200 p. Copenhagen, 1964.

Pays-Bas :

BLEIKER (M. A.), GRIEP (W. A.) et BEUNDERS (B. J. W.) : The decreasing tuberculin index in Dutch recruits. *Selected Papers* (The Hague), 1965, 8, pp. 38-49.

VAN JOOST (F.) et BLEIKER (M. A.) : *Epidemiologie van tuberculose en tuberculine*. Huidgevoeligheid 1966, Stafleu's Wetenschappelijke Uitgeversmaatschappij, N. V., Leiden.

Portugal :

Statistiques communiquées à l'I. N. S. E. R. M., par le Dr L. C. CANCELLA DE ABREU, Directeur de « Instituto de Assistencia Nacional dos tuberculosos » (Lisbonne).

Turquie :

SAGLAM (T.), GÖKÇE (F. I.), ÖNER (K.), ATLAMAZ (T.), CAN (N.), ÇELIKOĞLU (S.) et DEREN (H.) : Deux projets-pilotes pour la lutte antituberculeuse et son application en Turquie. Ligue antituberculeuse d'Istanbul, 1963.

TABLEAU III (voir fig. 7).

France.

Evolution de l'indice de mortalité tuberculeuse et de la prévalence de l'infection [1]

	Mortalité par tuberculose toutes formes (taux pour 100 000 habit.)	Prévalence de l'infection (% de sujets tuberculino-positifs ou « index tuberculinique »)				
		Ecoliers 6 ans [2]	Enfants 6 ans [3]	Etudiants Paris [4]	Jeunes recrues [5]	
					Citadins	Ruraux
1930.	158					
1936.	118		34 en 1934.			
1940.	118					
1941.	158		25 en 1942-1944.			
1945.	111	16 [2]		67	62	45
1950.	58	13 [2]		68	54	38
1952.	36,6		13			
1955.	32	6 [2]		61	51	34
1960.	22	7 [2]	5	60	44	36
1963.	18,3	4,7 (Côte-d'Or). 2,6 (Seine-et-Oise).				
1964.	15,3			54		

ANNEXE AU TABLEAU III

[1] LOTTE (A.) et ROUILLON (A.) : Evolution de la tuberculose en France au cours des dix dernières années. *Bull. de l'I. N. H.*, 1961, 16, n° 1, pp. 1-50.

LOTTE (A.) : Données épidémiologiques sur la tuberculose en France et étude de l'application des mesures de lutte antituberculeuse. *Bull. de l'I. N. S. E. R. M.*, 1966, 21, n° 5.

[2] Ecoliers de Paris ou de la région parisienne.

[3] Enfants du Dépôt des Enfants-Assistés, à Paris.

[4] Statistique des Services de Médecine préventive universitaire de Paris (Dr J. L. HERRENSCHMIDT, Dr J. LACORNE, Dr R. LACOURBE) et pour 1964 de Strasbourg (Dr E. ROEGEL : *Thèse Péron*, Strasbourg, 1966).

[5] Statistiques des Services de Santé militaires.

TABLEAU IV (voir fig. 8 et 9).
Tuberculose à Oslo (Norvège).
Evolution des indices épidémiologiques.

Années	Mortalité par tuberculose toutes formes (taux pour 100 000 habit.)	Morbidité par tuberculose toutes formes		Index tuberculique (% d'enfants positifs)		
		Prévalence (taux pour 100 000 h.)	Incidence (taux pour 100 000 h.)	7 ans	10 ans	12 ans
1911-1915 [1]	225			83 en 1911 (3)		
1916-1920 [1]	201					
1921-1925 [1]	178					
1926-1930 [1]	158			16,6 en 1929.		20,4
1931-1933 [1]	123					33,5
1936-1940 [1]	86					
1941 [2]		940	320	5,9	10,4	
1943 [2]	67	1 710	430	5,9	12,9	15,1
1945 [2]	59	1 870	420	5,2	11,8	16,3
1950 [2]	28	1 730	240	4	7,4	13,1
1955 [2]	12	1 250	150	1,6	4,2	6,8
1957 [2]	12	900	130	1,7	2,8	4,7

ANNEXE AU TABLEAU IV

- [1] GAREGG : Comparative studies of pulmonary tuberculosis. *Acta Tuberc. Scand.*, 1955, pp. 51-52.
[2] HERTZBERG : Study of the trend of the infection intensity of tuberculosis in Oslo, during 1940-1957. *Acta Tuberc. Scand.*, 1960, 39, fasc. 1.
[3] EILERTSEN (E.) : Tuberculosis in childhood and adolescence. *Acta Tuberc. Scand.*, suppl. LX, 1 Vol., 200 p. Copenhagen, 1964, p. 20.

TABLEAU V (voir fig. 10).
Tuberculose en Hollande.
Evolution des indices épidémiologiques [1].

Années	Mortalité par tuberculose toutes formes (taux pour 100 000 habit.)	Morbidité par tuberculose toutes formes (taux pour 100 000 habit.)		% de sujets tuberculino-positifs			
		Incidence (nouveaux cas plus rechutes)	Prévalence	Jeunes recrues	Ecoliers (Amsterdam)		
					6 ans	10 ans	14 ans
1925-1929.	90				38,1	51,2	62,1
1946.	47				18,2	22,3	25,7
					(1945-1947).		
1953.	9,2	118,3					
1954.	7,5	96,5		27,9			
1955.	6,7	80,6		25,6			
1956.	5,4	68,5		19,2			
1957.	4,7	67,9		16,3			
1958.	4,3	64,3		15,2			
1959.	3,7	59,2		13,6			
1960.	2,9	50,9	93,4	11,9			
1961.	2,7	47	83,5	11			
1962.	2,5	42,3	74,5	9			
1963.	2,1	38,4	64,4	7,7			
1964.	1,9	37,1		6,9	0,4	1,6	2,7

ANNEXE AU TABLEAU V

- [1] MEIJER (J.) : Some notes on the current tuberculosis situation in the Netherlands. *Selected Papers (The Hague)*, 1965, 9, pp. 5-16.
VAN JOOST et BLEIKER (M. A.) : *Epidemiologie van tuberculose en tuberculine*. Huidgevoeligheid, 1966, Stafleu's Wetenschappelijke Uitgeversmaatschappij, N. V., Leiden.
BLEIKER (M. A.), GRIEP (W. A.) et BEUNDERS (B. J. W.) : The decreasing tuberculin index in Dutch recruits. *Selected Papers (The Hague)*, 1965, 8, pp. 38-49.

TABLEAU VI (voir fig. 12).

Enfants du dépôt des enfants assistés à Paris.

Index tuberculinique en 1952-1953 : variations selon le milieu familial [1]

Milieu familial	Pourcentage de sujets tuberculino-positifs (prévalence de l'infection) parmi les enfants âgés de					
	0 à 4 ans		5 à 9 ans		10 à 14 ans	
	Nombre de testés	% de positifs	Nombre de testés	% de positifs	Nombre de testés	% de positifs
Absence de tuberculeux ...	9 100	2	2 688	16	988	35
Présence d'un tuberculeux.	531	14	88	48	52	58

ANNEXE AU TABLEAU VI

[1] LOTTE (A.) et ROUILLON (A.) : Fréquence de l'infection tuberculeuse chez les Enfants du Dépôt des Enfants-Assistés à Paris, en 1952 et 1953. *Bull. de l'I. N. H.*, 1955, 10, n° 3, pp. 575-584.

TABLEAU VII

Pourcentage d'enfants tuberculino-positifs
(prévalence de l'infection)

dans les groupes d'enfants plus ou moins exposés à la contagion.

Enquête de l'O. M. S. au Kenya [1].

Nombre de groupes d'adultes étudiés (échantillons)	Nombre de cas de tuberculose (tuberc. « ouverte ») dans chaque groupe	% d'enfants tuberculino-positifs (≥ 10 mm, M \times 1 unité)		
		0-4 ans	5-9 ans	10-14 ans
5	0	1,9	9,4	15,8
7	1 ou 2.	3,2	12,6	24,1
5	3 ou plus.	3,7	18,2	28,5

ANNEXE AU TABLEAU VII

[1] ROELSGAARD (E.), IVERSEN (E.) et BLØCHER (C.) : Tuberculosis in tropical Africa : an epidemiological study. *Bull. of W. H. O.*, 30, n° 4, pp. 459-518 (voir tableau II, p. 469).

TABLEAU VIII (voir fig. 13).

Prévalence de l'infection tuberculeuse

chez des enfants de 0 à 4 ans, vivant au contact d'un adulte tuberculeux.

Etude de G. HERTZBERG à Oslo (Norvège) [1].

Groupes d'enfants plus ou moins exposés (150 à 700 dans chaque groupe)	Pourcentage d'enfants tuberculino-positifs		
	1940-1945	1946-1951	1952-1957
Enfants vivant au contact d'un tuberculeux non bacillifère	3,5	6,4	5,0
Enfants vivant au contact d'un tuberculeux bacillifère (B. K. à l'examen direct ou à la culture)	38,6	38,3	36,7
Enfants vivant au contact d'un tuberculeux bacillifère (B. K. à l'examen direct) ...	59,3	58,5	53,5

ANNEXE AU TABLEAU VIII

[1] HERTZBERG (G.) : Study of the trend of the infection intensity of TB in Oslo, during 1940-1957. *Acta Tuberc. Scand.*, 1960, 39, fasc. 1, p. 22.

TABLEAU IX

Risque de morbidité tuberculeuse en fonction de la dimension du test initial.
Enquête danoise [1] :Nouveaux cas de tuberculose pulmonaire durant les 4 ans suivant le dépistage
(taux annuel pour 100 000 sujets).

Dimension du test	15-24 ans	25-34 ans	≥ 35 ans
0-5 mm	24,1	22,8	19,5
6 mm et plus	79	41,9	24,9
dont :			
6-11 mm	24,5	23,2	15,4
12-17 mm	56,4	36,7	12,2
18-23 mm	87,8	31,4	24,4
≥ 24 mm	72,6	24	12,3

ANNEXE AU TABLEAU IX

[1] GROTH-PETERSEN (E.), KNUDSEN (J.) et WILBECK (E.) : Epidemiological basis of tuberculosis eradication in an advanced country. *Bull. of W. H. O.*, 1959, 21, pp. 5-59 (voir tableau XI, p. 32 et tableau XXI, p. 40).

TABLEAU X (voir fig. 14).

*Risque de morbidité tuberculeuse
en fonction de l'intensité initiale de l'allergie tuberculinique.*
Enquête du Medical Research Council [1] :
*Nouveaux cas de tuberculose durant les 10 ans suivant le dépistage
chez les sujets non vaccinés.*

Allergie initiale	Incidence annuelle de la maladie (taux pour 1 000) pendant les périodes suivantes après le dépistage			
	0-2,5 ans	2,5-5 ans	5-7,5 ans	7,5-10 ans
≥ 15 mm à 3 U.	3,67	1,81	0,99	0,79
5-14 mm à 3 U.	0,77	0,86	0,54	0,62
< 5 mm à 3 U. mais positif à 100 U. ...	0,77	1,22	0,58	0,62
< 5 mm à 3 et à 100 U.	2,11	2,83	1,34	0,86

ANNEXE AU TABLEAU X

- [1] Third report to the Medical Research Council by their tuberculosis vaccines clinical trials Committee :
B.C.G. and Vole Vaccines Bacillus in the prevention of tuberculosis in adolescence and early adult life.
Brit. Med. Journ. 1963, 1, pp. 973-978 (voir tableau III).

MONOGRAPHIES DE L'INSTITUT DÉJÀ PUBLIÉES

- N° 1. - *Documents statistiques sur la morbidité par cancer dans le monde*, par P. F. DENOIX, Paris, 1953. Epuisé.
- N° 2. - *L'économie de l'alcoolisme*, par L. DÉROBERT, Paris, 1953. Epuisé.
- N° 3. - *Mortalité urbaine et rurale en France en 1928, 1933 et 1947*, par CH. CANDIOTTI et M. MOINE, Paris, 1953. Prix : 9 F.
- N° 4. - *Contribution à l'étude de l'anophélisme et du paludisme en Corse*, par C. TOUMANOFF, Paris, 1954. Prix : 12 F.
- N° 5. - *De la diversité de certains cancers*, par P. F. DENOIX, Paris, 1954. Epuisé.
- N° 6. - *La lutte préventive contre les maladies infectieuses de l'homme et des animaux domestiques au moyen des vaccins*, par G. RAMON, Paris, 1955. Prix : 12 F.
- N° 7. - *Etudes de socio-psychiatrie*, par H. DUCHÈNE et coll., Paris, 1955. Prix : 9 F.
- N° 8. - *Rapport sur la fréquence et la sensibilité aux insecticides de « pediculus humanus humanus K. Linnaeus », 1758 (anoplura) dans le sud-est de la France*, par R. NICOLI, Paris, 1956. Prix : 5 F.
- N° 9. - *Etude sur la maladie de Bouillaud et son traitement*, par J. CHEVALLIER, Paris, 1956. Prix : 11 F.
- N° 10. - *Rapport d'enquête sur la réadaptation fonctionnelle des adultes en France*, par H. G. POULIZAC, Paris, Prix : 10 F.
- N° 11. - *Etude pour l'établissement de rations alimentaires pour le tuberculeux en sanatorium*, par F. VINIT et J. TRÉMOLIÈRES, Paris, 1957. Prix : 12,50 F.
- N° 12. - *Le cancer chez le Noir en Afrique française*, par P. F. DENOIX et J. R. SCHLUMBERGER, Paris, 1957. Prix : 15 F.

Monographies de l'Institut déjà publiées (suite).

- N° 13. - *Broncho-pneumopathies à virus et à rickettsies chez l'enfant*, par R. SOHIER, M. BERNHEIM, J. CHAPTAL et M. JEUNE, Paris, 1957. Prix : 13 F.
- N° 14. - *L'assistance psychiatrique aux malades mentaux d'origine nord-africaine musulmane en métropole*, par G. DAUMEZON, Y. CHAMPION et M^{me} J. CHAMPION-BASSET, Paris, 1957. Prix : 12 F.
- N° 15. - *Documents statistiques sur l'épidémiologie des infections typho-paratyphoïdiques, de la poliomyélite et des brucelloses en France en 1954 et 1955*, par P. CHASSAGNE et Y. GAIGNOUX, Paris, 1958. Prix : 11 F.
- N° 16. - *La pathologie régionale de la France. T. I, Régions du Sud et de l'Ouest*, par R. MAROT, Paris, 1958. Prix : 35 F.
- N° 17. - *La pathologie régionale de la France. T. II, Régions du Nord, de l'Est et du Centre*, par R. MAROT, Paris, 1958. Prix : 34 F.
- N° 18. - *De la destruction des bactéries par la chaleur. Etude de l'efficacité de la pasteurisation du lait*, par A. NEVOT, PH. et J. LAFONT, Paris, 1958. Prix : 14 F.
- N° 19. - *Le cancer au Moyen-Orient (Israël et Iran). Données épidémiologiques*, par C. LAURENT et J. LEGUÉRINAIS, Paris, 1960. Prix : 13 F.
- N° 20. - *Problèmes posés par la définition des aliments*, par l'Unité de Recherche de Nutrition humaine de l'Institut National d'Hygiène, Paris, 1960. Prix : 15 F.
- N° 21. - *Accidents du travail et facteur humain*, par H. G. POULIZAC, Paris, 1960. Prix : 18 F.
- N° 22. - *Enquête sur les enfants et les adolescents atteints d'infirmité motrice*, par F. ALISON, J. FABIA et J. RAYNAUD, Paris, 1961. Prix : 11 F.
- N° 23. - *L'hospitalisation des enfants, étude de pédiatrie sociale dans l'agglomération parisienne*, par P. STRAUS, Paris, 1961. Prix : 16 F.
- N° 24. - *Méthodes psychologiques, pédagogiques et sociales en psychiatrie infantile*, sous la direction de G. AMADO, Paris, 1961. Prix : 19 F.
- N° 25. - *Epidémiologie et prophylaxie de la variole : étude des incursions de la variole à Paris au cours des vingt dernières années. Déductions épidémiologiques et prophylactiques*, par J. BOYER et A. ROUSSEL, Paris, 1962. Prix : 9,50 F.
- N° 26. - *Le cancer au Moyen-Orient, II (Turquie et Liban). Données épidémiologiques*, par C. LAURENT et J. LEGUÉRINAIS, Paris, 1962. Prix : 16 F.
- N° 27. - *La recherche médicale en 1961* (rapport d'activité). Prix : 15 F.

Monographies de l'Institut déjà publiées (suite).

- N° 28. - *Effets physio-pathologiques des graisses alimentaires (Symposium, Dijon, 1962)*. Paris, 1963. Prix : 18 F.
- N° 29. - *La recherche médicale en 1962* (rapport d'activité). Prix : 15 F.
- N° 30. - *Le cancer au Moyen-Orient, III (Irak), données épidémiologiques*, par C. LAURENT et J. LEGUÉRINAIS, Paris, 1964. Prix : 8 F.
- N° 31. - *La recherche médicale en 1963* (rapport d'activité). Paris, 1964. Prix : 17 F.
- N° 32. - *Effets physio-pathologiques des vins*. Symposium 17-18-19 avril 1964, organisé par le P^r JAULMES, Paris, 1965. Prix : 20 F.
- N° 33. - *La recherche médicale en 1964* (rapport d'activité). Paris, 1965. Prix : 17 F.
- N° 34. - *La recherche médicale en 1965* (rapport d'activité). Paris, 1966. Prix : 18 F.

BULLETIN
DE
L'INSTITUT NATIONAL DE LA SANTÉ
ET DE LA RECHERCHE MÉDICALE

CONDITIONS DE PUBLICATION

(6 numéros par an)

Prix de l'abonnement :

<i>France et zone franc</i>	50 F.
<i>Etranger</i>	58 F.
<i>Le fascicule séparé</i>	9 F.

Prix également payables dans les autres monnaies, au cours des règlements commerciaux du jour du paiement.

Les règlements venant de l'Etranger peuvent être faits par l'une des voies suivantes :

- a) Chèque sur Paris émis par une banque étrangère;
- b) Transfert par banque provenant d'un compte étranger;
- c) Mandat postal international.

Le Numéro : 9 F.

Changement d'adresse : 0,50 F.

VENTE - ABONNEMENT :

Service d'Edition et de Vente des Publications officielles

39, rue de la Convention, PARIS (15^e)

VAU 79-90 - poste 275

Compte courant postal : Paris 9060-06

Ce *Bulletin* assure la publication des informations sanitaires recueillies par l'INSTITUT NATIONAL DE LA SANTÉ ET DE LA RECHERCHE MÉDICALE dans le semestre ou le trimestre précédent.

Les lecteurs qui voudraient obtenir des documents peuvent s'adresser à

L'INSTITUT NATIONAL DE LA SANTÉ
ET DE LA RECHERCHE MÉDICALE

3, RUE LÉON-BONNAT, PARIS (XVI^e)



Le *Recueil des Travaux de l'INSTITUT NATIONAL D'HYGIÈNE* a été remplacé, depuis 1953, par la collection *Monographie de l'INSTITUT NATIONAL D'HYGIÈNE* (voir pages 413 à 415).

*VIRTUTE DVCE CO-
MITE FORITVDINE*



COLLEGIUM CIVILE
AD SANITATEM

PUBLICATION PÉRIODIQUE BIMESTRIELLE