

Mars 1986

**ETUDE DU FACTEUR DE RISQUE CANCERIGENE
SUR UN GROUPE DE TRAVAILLEURS
DU CENTRE D'ETUDES NUCLEAIRES DE SACLAY
AYANT TRAVAILLE SUR URANIUM**

R. BELBEOCH^{*}, F. PAPEZYK^{}**

L'étude que nous avons faite porte sur une population de 121 hommes du Service de Technologie (Département de Métallurgie) du Centre d'Etudes Nucléaires de Saclay, suivis depuis leur embauche jusqu'à la fin de 1985, et dont le travail pendant plusieurs années a été lié de diverses façons à la manipulation de l'uranium.

L'observation pour cette population d'un nombre élevé de décès par cancers et d'une anomalie importante dans le rapport décès par cancers/décès par autres maladies, pouvait suggérer l'existence d'un risque cancérigène de nature professionnelle.

La comparaison de la mortalité par cancers parmi ce groupe de travailleurs à celle d'une population sélectionnée à l'embauche sur des critères de santé analogues permet d'évaluer le risque professionnel. Le risque le plus élevé se trouve parmi ceux qui ont été le plus exposés à l'uranium. Parmi 12 décès par cancers observés, 4 à 8 pourraient être d'origine professionnelle selon le taux de confiance et la population de référence choisis.

Cette étude correspond aux préoccupations de la Commission nationale des cancers (1) pour l'amélioration de la connaissance et la prévention des cancers professionnels.

I - NATURE DU TRAVAIL EFFECTUE ET NUISANCES

Le travail des personnes suivies a consisté pendant plus d'une dizaine d'années à manipuler essentiellement de l'uranium dans un Service dont l'activité principale était orientée vers la mise au point d'alliages d'uranium destinés à la fabrication de combustibles nucléaires. Cet objectif a conduit à la mise en place de laboratoires ou ateliers capables d'assurer l'élaboration par fusion, la transformation, les études métallurgiques, la caractérisation, la production de prototypes et de petites séries.

Après 15 ou 20 années il n'est pas toujours simple de localiser exactement où s'est exercée l'activité des personnes. Cette donnée est particulièrement importante dans notre cas parce qu'elle est en relation directe avec le niveau de nuisance et d'irradiation. Or le Service de Radioprotection (devenu depuis Service de Protection contre les Rayonnements ou S.P.R.) effectuait une dosimétrie mensuelle ponctuelle et collective, traduite sous forme de cartographie des bâtiments, laboratoire par laboratoire. Dans notre cas des documents existent encore, attestant l'authenticité des lieux. Ils sont actuellement détenus par le S.P.R. et par les services spécialisés dans la gestion des bâtiments. Ils portent mention à la fois des activités, des nuisances, des systèmes de rejets d'effluents, des dispositifs de ventilation et filtration d'air.

^{*} Laboratoire de l'Accélérateur linéaire. Université de Paris Sud. Orsay.

^{**} Délégué C.F.D.T. au Comité Hygiène et Sécurité, C.E.N., Saclay.

Les dossiers administratifs sont généralement insuffisants, voire inutilisables, pour localiser les divers postes de travail d'une personne donnée. Et pourtant l'identification (et la mesure) des nuisances ainsi que le suivi des postes de travail sont des informations très importantes pour les enquêtes de maladies professionnelles. La Sécurité Sociale, en cas de litige, exige les preuves matérielles qui permettent de mettre en évidence l'exposition chronique à la nuisance industrielle mise en cause.

En l'absence de documents officiels nous avons utilisé la mémoire collective du groupe*, la seule qui finalement subsiste pour ces informations, pour identifier les travaux effectués par chaque personne et localiser les postes de travail par rapport aux relevés effectués par le Service de Radioprotection dans les anciens locaux concernés du Service de Technologie.

Pendant la période considérée le groupe a été stable, avec peu de mouvements internes et peu d'apports extérieurs et les lieux de travail dans deux bâtiments ont également été stables.

Nous avons séparé la population étudiée en trois sous-groupes, suivant la nature du travail effectué sur l'uranium. Les postes de travail pour chacun des trois sous-groupes se trouvent situés dans des lieux différents. Il existe, comme nous l'avons mentionné, des relevés systématiques des débits de dose dans les diverses pièces occupées par l'ensemble du groupe suivi. Un échantillonnage de ces relevés sur quelques mois permet de voir que la classification choisie correspond, pour les sous-groupes, à trois niveaux différents de débit de dose. La classification dépend ainsi de trois critères:

- * la nature du travail effectué,
- * la quantité d'uranium manipulé,
- * le niveau des débits de dose ambiants auprès des postes de travail.

Ces trois critères conduisent à la même classification:

Sous-groupe I:

Il est constitué par ceux, généralement des ouvriers, qui manipulaient l'uranium métal en quantité importante. Les travaux effectués étaient essentiellement: des usinages mécaniques (tournage, fraisage, etc.), le frittage, la fusion sous vide, l'élaboration d'alliages en vue de la fabrication de combustible nucléaire.

Les quantités d'uranium stockées dans ces ateliers étaient très importantes, ce qui conduisait à des débits de dose ambiants très élevés, ce que l'on vérifie sur les relevés mensuels du Service de Radioprotection.

Sous-groupe II:

Il se compose de techniciens et d'ingénieurs qui effectuaient divers contrôles sur des échantillons des matériaux élaborés: essais mécaniques, métallographie (polissage, attaques chimiques...), essais thermiques (hautes températures jusqu'à 1.000°C), essais non destructifs (ultra-sons, rayons X).

Les quantités d'uranium manipulées étaient beaucoup plus faibles que pour le sous-groupe I. Les débits de dose ambiants dans les laboratoires étaient bien inférieurs à ceux existant dans les ateliers. Mais, si l'irradiation externe était faible, il pouvait cependant y avoir un risque de contamination interne de nature chronique.

* Le mot groupe représente dans cette enquête l'ensemble des personnes suivies, et non pas une entité administrative.

Sous-groupe III:

Il s'agit des personnes qui se trouvaient à la périphérie de l'activité uranium. Elles s'occupaient essentiellement d'instrumentation et leur localisation était séparée de celle des deux autres sous-groupes. On y trouve aussi le personnel de direction.

Les personnes de ce sous-groupe se situent dans des zones à débit de dose faible, voire négligeable.

Nous donnons en Annexe I quelques détails permettant d'identifier les nuisances dans les bâtiments concernés.

II. COLLECTE DES DONNEES

Avant de décrire la façon dont nous avons collecté les données il faut préciser certains points qui éclairent l'origine de cette étude.

Pendant longtemps des responsables syndicaux des Comités d'Hygiène et de Sécurité (CHS.), tant sur le plan local des divers centres du Commissariat à l'Energie Atomique (CEA) que sur le plan national du CEA, ont réclamé que des études de santé et de mortalité soient faites. L'Administration jusqu'à présent n'a réalisé aucune de ces études. Seule une enquête épidémiologique concernant la mortalité parmi les mineurs d'uranium (2) est en cours. C'est ainsi que des syndicalistes de la CFDT de Saclay décidèrent d'entreprendre, avec l'aide de scientifiques extérieurs, une étude sur un groupe de travailleurs qu'ils connaissaient bien.

La collecte des données s'est faite entièrement en dehors de toute aide de l'administration du CEA et des services médicaux du Centre.

En plus de l'identification de toutes les personnes ayant appartenu au groupe, il fallait recueillir pour chaque individu les données suivantes:

- * La date de naissance.
- * La date d'embauche au CEA.
- * La date du décès s'il avait eu lieu.
- * La nature du décès (cancers, maladies autres que les cancers, morts violentes par causes extérieures).
- * Le sous-groupe auquel il appartenait (nature du travail effectué et localisation du poste de travail).

Ces données devaient être archivées dans les fichiers administratifs et dans les dossiers du Service Médical du Travail. Les uns et les autres sont inaccessibles aux salariés. La seule méthode possible consistait donc à collecter les renseignements en s'appuyant sur la mémoire collective du groupe, par l'intermédiaire de quelques personnes connaissant bien l'histoire de ce groupe.

Pour l'identification des personnes divers documents nous ont servi de base, en particulier les listes d'avancement annuel du personnel. C'est un document qui est remis chaque année aux représentants du personnel à la Commission des Carrières, mais que peu de gens conservent systématiquement. L'Annuaire des cadres et ingénieurs, publié chaque année, nous a été aussi fort utile. Ces documents permettent, à partir du nom d'un agent, de trouver:

- * La date d'entrée au CEA.
- * Le service d'affectation.
- * La nature du travail selon les années de publication.

Pour certaines personnes l'identification complète ne fut pas possible (départ du CEN-Saclay, absence d'avancement), mais pour la plupart d'entre elles nous avons pu fixer des fourchettes d'âge et de date d'embauche suffisamment étroites pour n'introduire que des erreurs négligeables. En effet 1956-1960 fut une période d'embauches massives avec des âges moyens de 30 ans.

La cohérence et la stabilité du groupe nous ont facilité les problèmes posés par l'identification des décès. La mémoire collective s'exerce particulièrement bien sur les décès. En effet, il est d'usage dans de nombreux groupes identiques à celui que nous avons choisi, de garder un lien avec le groupe, même après le départ à la retraite. En cas de décès d'un retraité, il est annoncé aux personnes du groupe encore en activité, généralement une collecte est faite parmi ceux qui l'ont connu. De nombreux anciens collègues assistent aux obsèques.

S'agissant d'un groupe relativement petit (121 hommes et 15 femmes), l'identification des décès et de leur nature ne posait pas de problème majeur. Il suffisait, à partir de listes initiales, de les faire contrôler par diverses personnes du groupe. Le principe est simple mais la réalisation particulièrement délicate, car l'inventaire des décès, surtout en vue de l'établissement d'un risque anormal, n'est généralement pas bien accepté, surtout s'agissant de cancer pour lequel existe un véritable tabou très puissant. C'est sur ce tabou que l'Administration s'appuie pour ne pas effectuer de bilans sur les 40 ans d'activité du CEA pour les groupes de travailleurs susceptibles d'avoir été exposés à des risques particuliers.

La cause des décès pouvait poser problème. Les cancers, malgré le tabou, sont généralement bien identifiés car ils font partie d'un risque professionnel que l'on craint même si l'on en parle avec beaucoup de réticence. La localisation des cancers est plus vague, mais la petitesse du groupe, de toute façon, ne permettait pas une analyse suffisamment fine qui aurait inclus la localisation des cancers. Les suicides et les accidents de la circulation sont aussi bien recensés. Il pourrait y avoir éventuellement des difficultés pour les morts par maladie autres que les cancers. Mais cela n'a pas de répercussion sur notre étude car notre classification ne retient que 3 catégories pour les causes de mort: cancers, maladies autres que les cancers, morts violentes par causes extérieures. Lorsque la cause de mort n'est pas connue nous la classons avec les maladies autres que les cancers. En cas d'erreur ceci ne peut que minimiser l'évaluation du risque cancérigène.

La liste des décès et de leur cause a été vérifiée par plusieurs témoignages car il s'agit là de données publiques. C'est ainsi que nous avons établi la liste des 23 décès, dont 12 par cancers, identifiés dans le groupe. Signalons qu'il y avait pour le groupe, en 1985, 3 cancers sans décès.

Sur les 121 personnes (hommes) identifiées comme appartenant au groupe, il n'y en a que 15 pour lesquelles nous savons seulement s'ils sont morts ou vivants.

D'autre part nous estimons au maximum à 15 % le nombre de personnes qui pourraient avoir échappé au recensement, la plus grande partie de celles-ci étant dans le sous-groupe III. L'erreur qui pourrait en résulter est donc négligeable, car ce sous-groupe, comme nous le verrons plus loin, ne présente pas de risque particulier.

Enfin signalons que le groupe des femmes, 15 personnes, est trop faible pour apporter une précision à l'étude, et ce d'autant plus que la mortalité des femmes est beaucoup plus faible que celle des hommes, environ 2,8 fois moins. Les inclure dans

l'étude n'augmenterait guère la précision statistique mais poserait quelques problèmes (voir Annexe II).

Il y aurait bien sûr des moyens bien plus puissants pour établir ces données. En effet le Service médical et dans certains cas les services sociaux de chaque Centre du CEA et des entreprises les plus importantes du "Groupe CEA" sont informés des maladies graves qui peuvent être cause de mort des agents en activité ou après leur départ en retraite.

Les experts du CEA reconnaissent eux-mêmes l'insuffisance de l'utilisation des fichiers nationaux. A propos de l'enquête épidémiologique sur les mineurs d'uranium (2) ils ont dû avoir recours à des sources non officielles de renseignements, les médecins et les hôpitaux de la région. Ils envisagent d'utiliser les données que pourraient fournir les médecins généralistes, les caisses de retraite et de sécurité sociale, ainsi que la famille des défunts. Mais la consultation des collègues de travail ou des délégués syndicaux n'est pas envisagée alors que c'est là une source importante d'information.

La collecte des données de morbidité et de mortalité pourrait se fonder sur plusieurs éléments:

1.- Une disposition de l'Accord collectif du CEA dénommé "Convention de Travail" prévoit une couverture sociale spécifique pour les salariés du CEA qui seraient victimes de cinq grandes affections: les cancers, les maladies cardiovasculaires, la sclérose en plaques, la tuberculose et les maladies mentales.

2.- Une demande d'informatisation des données médicales dont l'un des objectifs est les études épidémiologiques, a obtenu l'accord de la Commission Informatique et Libertés et a fait l'objet d'un arrêté publié au Journal Officiel du 17 février 1984 (Traitement informatisé des dossiers médicaux du CEA), qui modifie le dernier alinéa de l'arrêté du 26 avril 1982.

3.- Deux accords paritaires portant sur la conduite de travaux épidémiologiques ont été élaborés. Le premier d'entre eux, inséré dans la Convention de Travail depuis le 27 avril 1970, a été repris dans les accords collectifs qui se sont succédés. Le second, négocié en février 1984, propose de mener des études épidémiologiques en partant de certains agents causals et notamment l'uranium et le plutonium.

4.- La "surveillance médicale spéciale" est rendue obligatoire, notamment par le décret du 15 mars 1967 sur la protection des travailleurs contre les rayonnements ionisants.

Les structures administratives existent donc depuis longtemps pour réaliser des études épidémiologiques du type de celle que nous avons faite et les données de mortalité pourraient être collectées officiellement. Cependant, lorsque le groupe suivi est assez restreint, homogène et stable, le recours à la mémoire collective est encore le moyen le plus simple et probablement le plus sûr pour établir les données. Le recours aux délégués ou représentants syndicaux pourrait être une grande aide et les associer aux enquêtes épidémiologiques devrait aller de soi. Les moyens officiellement mis en place pourraient servir à vérifier qu'il n'y a pas eu de biais important dans les enquêtes.

Enfin signalons que le docteur H. Sancho-Garnier et le professeur P. Schaffer, dans leur rapport à la Commission nationale des Cancers (1) soulignent que la recherche des risques professionnels de cancers se heurte à de nombreuses difficultés, qui ne sont pas toutes de nature technique, car En France, les études épidémiologiques en milieu du travail et après la sortie du milieu de travail, qui exigent en pratique l'enregistrement des employés et de leur exposition, et la surveillance des intéressés jusqu'à leur décès afin d'en connaître la cause, sont très difficiles à mettre en oeuvre, sinon impossibles, en raison de différentes dispositions légales.

III - LES DONNEES

L'ensemble de la population masculine comprend 121 personnes qu'il est possible de classer suivant la procédure décrite plus haut en trois sous-groupes de tailles très voisines: 40, 42 et 39. Pour 15 personnes nous n'avons pu collecter la totalité des informations utiles (personnes non totalement identifiées ou N.T.I.). Sur ces 15 personnes, 13 appartiennent au sous-groupe III. Pour celui-ci, leur poids relatif est important, 13 sur 39. Pour les deux autres groupes leur poids relatif est négligeable ou nul. Les erreurs possibles pour cette raison sont donc tout à fait négligeables pour les 2 sous-groupes les plus exposés.

La mortalité observée entre la date d'embauche et 1985 pour l'ensemble du groupe est résumée dans le tableau 1 qui suit.

	Nombre de personnes	Toutes causes	Causes extérieures	Toutes maladies	Cancers	Maladies autres que les cancers	Morts de causes non identifiées
Groupe entier	121	23	4	16	12	4	3
Identifiés	106	20	4	16	12	4	0
N.T.I.	15	3	0	0	0	0	3
S/groupe I	40	7	0	6	6	0	1
Identifiés	38	6	0	6	6	0	0
N.T.I.	2	1	0	0	0	0	1
S/groupe II	42	11	4	7	4	3	0
Identifiés	42	11	4	7	4	3	0
N.T.I.	0	0	0	0	0	0	0
S/groupe III	39	5	0	3	2	1	2
Identifiés	26	3	0	3	2	1	0
N.T.I.	13	2	0	0	0	0	2

Tableau 1

Signalons que pour les 4 morts par causes extérieures on relève 1 suicide et 3 accidents de la circulation.

En ce qui concerne les dates d'embauche et les âges à l'embauche, la structure des 3 sous-groupes est sensiblement la même (voir le tableau 2). En moyenne il s'agit de gens embauchés en 1956 à l'âge de 30 ans.

	date de l'embauche			Age à l'embauche		Coeff. de corrélation
	Nombre	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	
Groupe entier	106	1956	4	30	7	0,22
S/groupe I	38	1956	3,5	31	6,7	0,17
S/groupe II	42	1956	4	30	8	0,43
S/groupe III	26	1956	5	29	5,4	-0,08

Tableau 2

Le suivi du groupe entier jusqu'en 1985 représente 3406 homme x an. Les personnes dont les données étaient insuffisantes ont été incluses dans les calculs en les supposant identiques à la moyenne des sous-groupes auxquels elles appartenaient. Les suivis des trois sous-groupes sont très voisins, à la fois en ce qui concerne l'importance, l'âge moyen, l'écart type des âges et les fonctions de répartition suivant les âges du suivi. Nous avons caractérisé la structure en âge des suivis par les âges qui bornent la plage d'âge qui comprend 80 % des suivis. La comparaison des trois sous-groupes est résumée dans le tableau 3.

	Suivi h x a	Moyenne d'âge	Ecart type	Bornes des âges délimitant 80 % du suivi
Groupe entier	3406	47	11,3	27 et 52
S/groupe I	1188	48	11,5	31 et 53
S/groupe II	1108	47	11,5	27 et 52
S/groupe III	1120	46	10,7	28 et 50

Tableau 3

On voit que les 3 sous-groupes ont des caractéristiques très voisines en ce qui concerne les paramètres significatifs d'un calcul de mortalité: dates d'embauche, âges à l'embauche, importance du suivi, structure du suivi par rapport aux âges. Il n'y a donc pas lieu de craindre un effet différentiel sur les trois sous-groupes qui serait dû à des différences sur un des paramètres cités. Il paraît donc tout à fait justifié de comparer la mortalité dans les trois sous-groupes.

IV - CALCUL DE LA MORTALITE STANDARD

La procédure utilisée est tout à fait classique pour ce genre d'étude. Nous calculons pour une cohorte identique en âge à celle suivie, la mortalité d'une population connue, en l'occurrence l'ensemble de la population française. Pour cela nous avons utilisé les tables des taux de mortalité publiées par l'INSEE pour les années de 1950 à 1967 (3). Pour les années suivantes nous avons utilisé les publications annuelles de l'INSERM jusqu'à 1982 (4). Pour les années antérieures à 1950 nous avons pris les taux de 1950 et pour les années postérieures à 1982 pour lesquelles les données ne sont pas encore publiées, nous avons utilisé les tables de 1982. Le calcul se fait suivant des tranches d'âge de 5 ans.

La petite taille de la cohorte ne permet pas de détailler toutes les causes de mortalité ni de prendre en compte la localisation des cancers. Signalons à propos des cancers de la gorge et du poumon qu'il était réglementairement interdit de fumer dans les ateliers où il y avait des risques de contamination radioactive. On peut donc raisonnablement supposer que les personnes du sous-groupe I travaillant dans ces conditions ne présentaient pas un risque dû au tabac supérieur à la moyenne.

Nous avons calculé la mortalité pour les causes suivantes:

- * Mortalité générale, toutes causes confondues;
- * Mortalité par cancers, toutes localisations confondues;
- * Mortalité par causes extérieures (morts violentes);
- * Mortalité par maladies autres que les cancers.

L'étude de la mortalité standard d'une cohorte peut se faire de deux façons. La première méthode, dite longitudinale, dérive du code de calcul utilisé par les démographes pour calculer les espérances de vie d'une classe d'âge (5). Elle n'utilise que le point de départ du suivi de chacun (date d'embauche et âge à l'embauche). Pour le calcul de la mortalité on élimine de la cohorte non pas les individus effectivement morts mais ceux correspondant à la mortalité calculée pour l'année.

La méthode habituellement utilisée quand on connaît la date des décès des personnes du groupe est qualifiée de transversale. Elle consiste à calculer chaque année la mortalité de la cohorte des individus identifiés comme vivants en début d'année. Chaque personne décédée est éliminée de la cohorte de l'année qui suit le décès.

La comparaison des résultats des deux méthodes permet de vérifier s'il y a des anomalies importantes sur la mortalité générale (toutes causes confondues). Pour la population que nous avons étudiée, les deux méthodes conduisent à des résultats très voisins. Les écarts sont de l'ordre de 6 %. Les résultats des deux procédures de calcul ~~comparés à la mortalité observée~~ sont résumés dans le tableau 4 pour l'étude transversale et dans le tableau 5 pour l'étude longitudinale. Les calculs sont faits pour chaque sous-groupe sur la cohorte dont les caractéristiques sont complètement connues, puis étendus au sous-groupe entier par une simple règle de trois, en supposant que les caractéristiques des individus pour lesquels nous n'avons pas

les données sont identiques à celles de la moyenne des individus connus du sous-groupe. Avant d'utiliser cette procédure nous avons vérifié que les résultats ne divergeaient pas lorsqu'on utilisait diverses hypothèses pour ces caractéristiques non connues. Le seul paramètre qui soit sensible est l'âge en fin de suivi. En effet, les premières années qui suivent l'embauche comptent peu dans la mortalité totalisée, car il s'agit là d'individus jeunes dont la mortalité est faible. Pour les personnes non totalement identifiées, l'âge en fin de suivi se trouve obligatoirement dans des plages relativement étroites. Finalement, la procédure retenue nous a paru la plus valable, compte tenu de la grande cohérence de la structure des divers sous-groupes.

Signalons enfin que si cela devait entraîner quelque erreur, ce ne serait que pour le sous-groupe III pour lequel il nous manque 13 données sur un total de 39. Le sous-groupe II, lui, est entièrement identifié et le sous-groupe I ne comporte que 2 données manquantes sur 40. Il n'y a donc pas d'imprécision importante par manque de données sur les 2 sous-groupes les plus exposés.

	Nombre de personnes	Toutes causes	Causes extér.	Toutes maladies	Cancers	Maladies autres que les cancers
Groupe entier	121	27,2	4,3	22,9	7,8	15,1
S/groupe I	40	10,4	1,5	8,9	2,9	6,0
S/groupe II	42	8,6	1,3	7,3	2,5	4,8
S/groupe III	39	8,0	1,4	6,6	2,3	4,3

Tableau 4 - Etude transversale

	Nombre de personnes	Toutes causes	Causes extér.	Toutes maladies	Cancers	Maladies autres que les cancers
Groupe entier	121	25,8	4,2	21,6	7,3	14,3
S/groupe I	40	9,1	1,5	7,6	2,5	5,1
S/groupe II	42	8,8	1,4	7,4	2,5	4,9
S/groupe III	39	7,8	1,3	6,5	2,3	4,2

Tableau 5 - Etude longitudinale

Remarque:

Les suicides et les accidents de la circulation représentent, pour les tranches d'âge concernées, environ les 2/3 des morts violentes par causes extérieures.

Pour évaluer les risques particuliers de chaque sous-groupe, nous avons utilisé comme c'est l'usage, la méthode transversale. La comparaison avec la mortalité observée est faite dans le tableau 6. Dans ce tableau les SMR (Standardized Mortality Ratio) sont les rapports entre la mortalité observée et la mortalité calculée pour une population de référence ayant la même structure quant aux classes d'âge.

	Mortalité générale			Mortalité par cancers			Mortalité par maladies autres que les cancers		
	Obs.	Calc	SMR	Obs.	Calc	SMR	Obs.	Calc	SMR
Groupe ent.	23	27,2	0,85	12	7,7	1,56	7	15,3	0,46
S/groupe I	7	10,4	0,67	6	3,0	2,00	1	6,0	0,17
S/groupe II	11	8,6	1,28	4	2,5	1,60	3	4,8	0,63
S/gr. III	5	7,9	0,63	2	2,2	0,91	3	4,3	0,70

Tableau 6

Remarque:

Dans le tableau 6 nous avons inclus les morts par causes non connues dans la mortalité par maladies autres que les cancers. Ceci nous permet d'être sûr de ne pas maximiser le risque cancérigène. En effet, nous verrons plus loin que par rapport à la population standard (ensemble de la population française), il y a pour la cohorte que nous avons étudiée, moins de morts par maladies autres que les cancers, et plus de morts par cancers.

D'une façon générale, nous trouvons, pour le groupe dans son ensemble et les trois sous-groupes, une mortalité générale (toutes causes confondues) inférieure ou voisine de la mortalité standard. La mortalité par cancers est en excès, ce qui compense la diminution des morts par maladies autres que les cancers, d'où il résulte une mortalité générale quasi standard.

Ce genre de résultat est assez généralement observé sur les travailleurs des industries dangereuses. Il implique un effet de sélection qui peut être la conséquence d'une sélection à l'embauche sur des critères de santé, c'est le cas pour le personnel du CEA.

Il peut être dû aussi à un tri qui se fait naturellement... Des personnes de constitution plutôt faible ou présentant certains troubles de santé ne chercheront pas à travailler là où les conditions de travail sont pénibles, ce qui va souvent de pair

avec les nuisances (travail posté, travail en scaphandre, atmosphère de poussières, etc.). Lorsqu'elles s'y essaient elles sont vite découragées et abandonnent d'elles-mêmes. Il peut donc y avoir sélection, sans qu'elle soit faite volontairement à l'embauche. Les deux effets peuvent se conjuguer, le second renforçant le premier. C'est ainsi que l'on peut trouver, avec le même tri à l'embauche sur des critères de santé, une mortalité moindre dans les groupes à plus fort risque. La comparaison dans notre étude, du sous-groupe I (essentiellement composé d'ouvriers) et du sous-groupe II (techniciens et maîtrise), en donne un exemple: la mortalité hors cancers est particulièrement faible dans le sous-groupe I, ce qui dénote un effet de sélection très fort, bien plus fort que pour le sous-groupe III pourtant recruté sur des critères apparemment analogues.

Ces phénomènes ont des conséquences importantes et posent immédiatement le problème de la population que l'on doit prendre pour référence. En clair, la question est la suivante: la cohorte étudiée a-t-elle (le risque particulier éventuel mis à part) les mêmes caractéristiques de santé, la même résistance aux maladies mortelles que la population française?

Le rapport de la mortalité par cancers à la mortalité pour toutes autres maladies est trop différent, dans notre cas, du rapport observé dans l'ensemble de la population française, pour qu'on puisse répondre oui à cette question. Toute étude qui ne se borne qu'à la mortalité générale (toutes causes confondues) est tout à fait insuffisante et incapable de mettre en évidence un risque particulier, même s'il est très important, car tout risque professionnel important implique généralement une sélection à l'embauche sur des critères de santé, ou après l'embauche, par la capacité à assurer des tâches pénibles.

V - RECHERCHE D'UNE POPULATION DE REFERENCE DONT LA MORTALITE EST CONNUE

Il n'est pas possible de prendre l'ensemble de la population française comme population de référence. Le tableau 6, qui compare les mortalités observées et les mortalités calculées, montre des SMR pour les morts par cancers supérieurs à 1 (sauf pour le troisième sous-groupe), alors que les SMR pour les morts par maladies autres que les cancers sont largement inférieurs à 1. Ce dernier point suggère immédiatement qu'il s'agit là d'une population spécifique et qu'il faut procéder à certains ajustements pour trouver une population qui pourrait servir de référence, population qui devrait être équivalente en ce qui concerne les problèmes de santé, mais qui n'aurait pas été soumise a priori au risque particulier que l'on cherche à évaluer.

La première procédure pourrait consister à prendre le sous-groupe III comme référence. Il y a deux obstacles à cela: rien ne permet d'affirmer a priori que le sous-groupe III soit absolument sans risque particulier; la taille petite des sous-groupes conduirait à des marges d'erreur très importantes si la comparaison devait se faire entre les sous-groupes eux-mêmes.

Des études faites à l'INSEE (6 et 7) ont montré qu'il y a une dépendance de la mortalité vis-à-vis des statuts socio-professionnels. Il est évidemment difficile de classer les travailleurs suivis ici dans les catégories de l'étude de l'INSEE, d'autant plus que les catégories sont variables d'un sous-groupe à l'autre: essentiellement ouvriers pour le sous-groupe I, techniciens et ingénieurs pour le sous-groupe II. L'étude de l'INSEE montre que la probabilité de décès entre 35 et 60 ans, rapportée à la moyenne nationale est de:

48 % pour les Ingénieurs;
 67 % pour les techniciens;
 98 % pour les ouvriers qualifiés.

On trouve, pour les techniciens des classes d'âges comprises entre 35 et 64 ans, entre 1975 et 1980, que la mortalité générale est d'environ 67 %, la mortalité par cancers, de 80 %, et la mortalité par toutes maladies autres que les cancers, de 60. % par rapport aux mortalités nationales correspondantes.

Il n'est pas possible de trouver une population de référence en ne tenant compte que des facteurs dépendant des qualifications professionnelles.

Nous disposons d'une étude de mortalité faite sur le personnel du CEA et communiquée en avril 1982 par J. PIECHOWSKI et B. MENOUX (8) au Comité central d'hygiène et de sécurité du CEA. Elle concerne une cohorte annuelle d'environ 20.000 hommes suivis de 1969 à 1980. Nous reproduisons (tableau 7) les résultats de cette étude sur les douze années suivies.

	Attendue	Observée	SMR
Mortalité générale	1350,5	633	0,47
Mortalité par cancers	350.9	213	0.61
Mortalité par toutes causes autres que les cancers	999.6	420	0.42

Tableau 7

Les SMR trouvés sont très différents de ceux que l'on pourrait déduire d'un effet dû aux catégories socio-professionnelles. Il y a là un net effet de sélection à l'embauche sur des critères de santé.

Cet effet de sélection à l'embauche se trouve dans beaucoup d'industries à haut risque. Par exemple, une étude faite en Angleterre (9) sur des travailleurs de l'industrie du PVC montre que le SMR pour la mortalité générale était de 0.37 pour le personnel ayant travaillé moins de 5 ans dans cette industrie. Après 20 ans de travail, il passe à 0.94, soit une augmentation d'un facteur 2.5. Pour la mortalité par cancers, la loi est analogue, le SMR est de 44.5 % pour une durée du travail inférieure à 5 ans, et 111.8 % après 15 ans. Dans ce cas, l'effet de sélection joue d'une façon analogue pour la mortalité générale et pour la mortalité par cancers.

Par contre, dans l'étude de l'ensemble des travailleurs du groupe CEA, le SMR pour les cancers est notablement plus élevé que celui de la mortalité par causes autres que les cancers. D'après les auteurs: *Ceci peut s'expliquer simplement par le fait que la sélection à l'embauche, la prévention et l'hygiène de vie, interviennent certainement mieux sur le risque d'affections non cancéreuses que sur celui des cancers, car les signes précurseurs et les facteurs déterminant sont mieux connus pour les maladies non cancéreuses que pour les cancers.*

Cependant, en l'absence d'une étude quantitative précise, cet argument n'est qu'une hypothèse et nous pensons qu'il n'est pas possible d'exclure a priori que cet effet soit dû à l'existence de groupes à risque cancérigène. A titre d'exemple donnons quelques ordres de grandeur. Si 80 % de la population étudiée ne présente pas de risque cancérigène particulier, alors que les 20 % restant ont un facteur de risque égal à 3, si le SMR pour la mortalité par cancers de l'ensemble est de 0,61, celui du groupe à risque serait de 1,31. En ne tenant pas compte d'un tel effet s'il existait, on majorerait la mortalité de référence de 40 %. Cela conduirait à minorer de 40 % les facteurs de risque pour les groupes que l'on comparerait à une telle référence. Il s'agit là d'un effet qui pourrait être important. Il serait donc nécessaire qu'une étude plus détaillée que celle réalisée en 1982 soit faite sur l'ensemble de la population du groupe CEA pour en extraire les caractéristiques d'une population présentant avec certitude un risque professionnel faible qui pourrait servir de référence pour l'étude des groupes à risque. Certaines anomalies apparaissent dans cette étude. Nous les avons détaillées dans l'Annexe III.

Nous avons été amenés à examiner la mortalité des travailleurs de l'ensemble du Centre de Saclay. Les seules informations cohérentes que les délégués du personnel ont pu obtenir concernent la mortalité pour l'année 1983 de 4185 agents (hommes) travaillant sur le Centre. La pyramide des âges de ces agents était très voisine de celle du suivi du groupe étudié. Des différences existent aux deux extrémités (jeunes et vieux), mais elles n'interviennent que sur une fraction de 20 % du suivi. Les tables de mortalité de 1983 n'étant pas encore publiées par l'INSERM, nous avons pris celles de 1982 (résultats définitifs) pour calculer la mortalité standard. Les résultats sont présentés sur le tableau 8. Pour les autres années, les informations communiquées par l'Administration sont beaucoup trop partielles et incohérentes pour être utilisables.

Mortalité	Observée	Calculée	SMR
Toutes causes	15	23,5	0,64
Cancers	7	7,6	0,92
Toutes causes autres que les cancers	8	15,9	0,50
Toutes maladies autres que les cancers	6	11,1	0,54

Tableau 8

Sur le tableau 9, nous comparons les résultats (SMR) obtenus sur SACLAY en 1983 et les résultats de l'étude générale sur le groupe CEA (1969-1980).

Mortalité	CEA	SACLAY
Toutes causes	0,47	0,64
Cancers	0,61	0,92
Toutes causes autres que les cancers	0,42	0,50

Tableau 9

Les valeurs des SMR pour la mortalité par toutes causes autres que les cancers sont très voisines pour SACLAY et l'ensemble du groupe CEA. Par contre, les SMR de la mortalité par cancers sont très différents. Il serait important de connaître l'origine de cette différence importante. L'hypothèse de l'existence de groupes à fort risque dans la population de Saclay ne peut être rejetée a priori sans une étude détaillée préalable. Si cette hypothèse était confirmée, et en prenant les valeurs publiées pour l'ensemble du CEA comme référence, on pourrait établir une relation entre l'importance des groupes à risque et les niveaux de risque (tableau 10).

Facteur de risque	2	3	4
Fraction de la population à risque	0,50	0,25	0,17

Tableau 10

La signification de ce tableau est la suivante: si 17 % de la population des travailleurs de Saclay (700 personnes environ) avaient subi un facteur de risque cancérogène de nature professionnelle égal à 4 par rapport au reste du personnel, alors les résultats de mortalité du Centre de Saclay seraient cohérents avec ceux de l'ensemble du groupe CEA.

L'imprécision des données recueillies sur les travailleurs de Saclay ne nous a pas permis de prendre cette population comme référence.

CONCLUSION

Nous avons pris comme référence l'ensemble du groupe CEA, tel qu'il se présente dans le rapport d'avril 1982. La mortalité par cancers retenue comme référence est donc égale à 61 % de la mortalité par cancers de la population française. Pour le facteur correctif de la mortalité par toutes maladies autres que les cancers, nous avons pris 42 %. Rappelons qu'avec cette procédure, le facteur de risque que nous allons établir pourrait être minoré de 40 % par suite d'une erreur sur la mortalité par cancers du groupe de référence (l'ensemble du groupe CEA supposé dans l'étude

publiée en 1982 comme étant a priori sans risque professionnel). En Annexe IV, nous comparons la mortalité par causes autres que les cancers observée dans le groupe étudié et celle observée dans l'ensemble du groupe CEA.

Nous résumons dans le tableau 11 les taux de mortalité standardisés (SMR) avec cette référence. Dans ce tableau, nous comparons la mortalité observée à la mortalité calculée par les tables de mortalité nationale (ce qui tient compte de la structure en âge du suivi) corrigée par la mortalité trouvée dans le groupe du CEA (ce qui tient compte de l'effet de sélection à l'embauche). Nous pouvons donc établir un nouveau rapport de mortalité standardisée (SMR) représentatif du groupe étudié par rapport à un groupe supposé équivalent.

	Mortalité générale			Mortalité par cancers			Mortalité par maladies autres que les cancers		
	Obs.	Calc corr	SMR	Obs.	Calc corr	SMR	Obs.	Calc corr	SMR
Groupe ent.	23	12,8	1,80	12	4,7	2,55	7	6,4	1,09
S/groupe I	7	4,9	1,43	6	1,8	3,39	1	2,5	0,40
S/groupe II	11	4,0	2,75	4	1,5	2,62	3	2,0	1,49
S/gr. III	5	3,7	1,35	2	1,3	1,54	3	1,8	1,67

Tableau 11

Sur les figures 1 et 2 nous donnons l'évolution du nombre des morts par cancers au cours du temps, pour l'ensemble du groupe et pour le sous-groupe I.

VI. EFFET STATISTIQUE DE LA TAILLE DES GROUPES

Le groupe entier comporte 121 éléments et chacun des trois sous-groupes environ 40. Il est absolument nécessaire de tenir compte de l'effet de la taille des échantillons pour évaluer les erreurs statistiques. Nous avons utilisé les formules de la loi binômiale. Elles donnent les probabilités de tirer un certain nombre d'événements dans un échantillon de taille connue, en fonction de la fréquence d'occurrence de cet événement dans un groupe très grand. A partir de ces probabilités, il est possible de tracer les contours de confiance ("confidence belt") et de donner les plages de fréquence de l'événement pour le taux de confiance choisi. La loi binômiale ne comporte aucune approximation et peut s'appliquer sans grande complication mathématique à l'étude des petits échantillons. Cependant, si la procédure est tout à fait classique et assez simple, il y a pourtant quelques problèmes qu'il n'est pas possible d'éviter. Deux d'entre eux sont particulièrement importants:

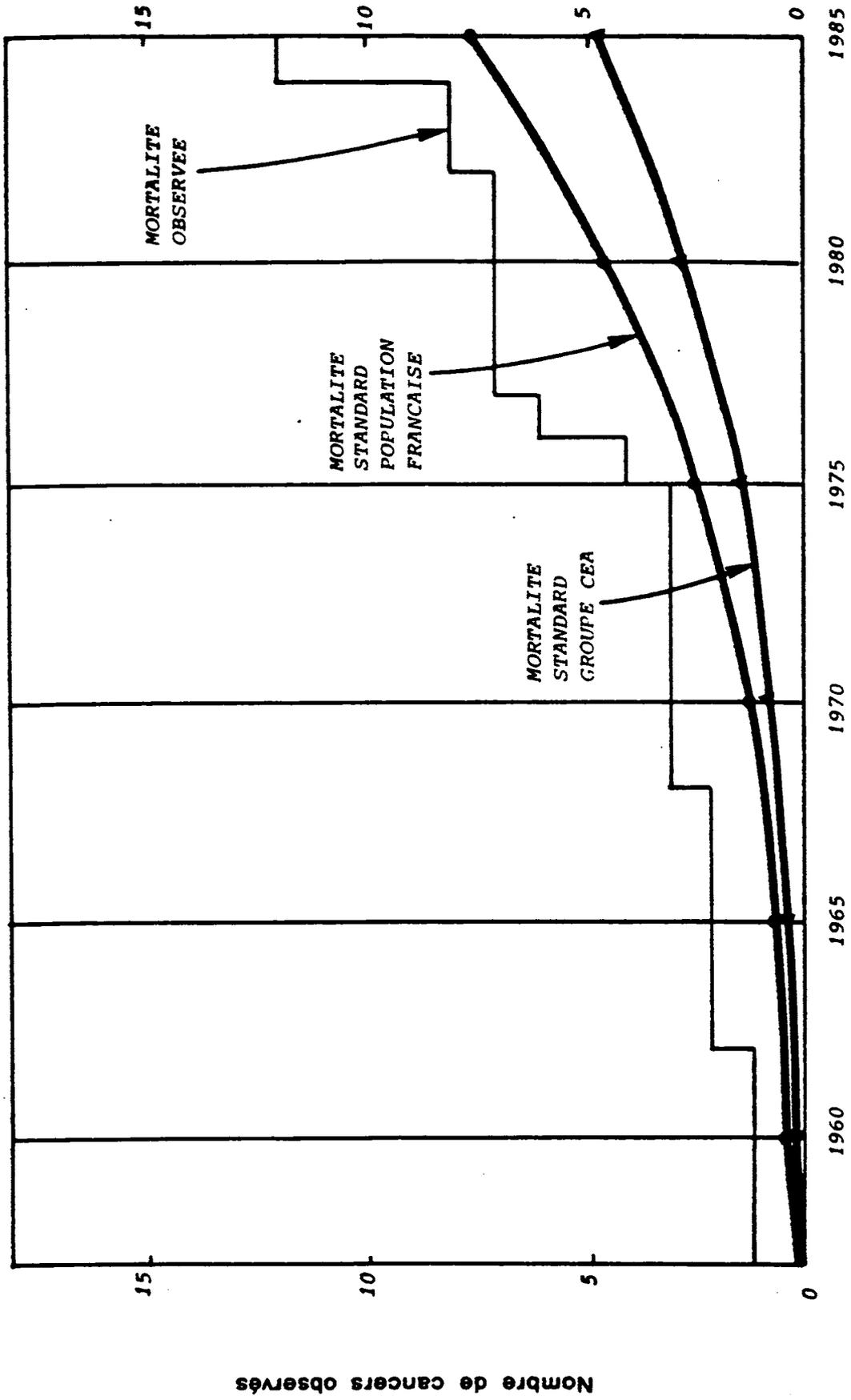


Figure 1 - MORTALITE PAR CANCERS POUR L'ENSEMBLE DU GROUPE

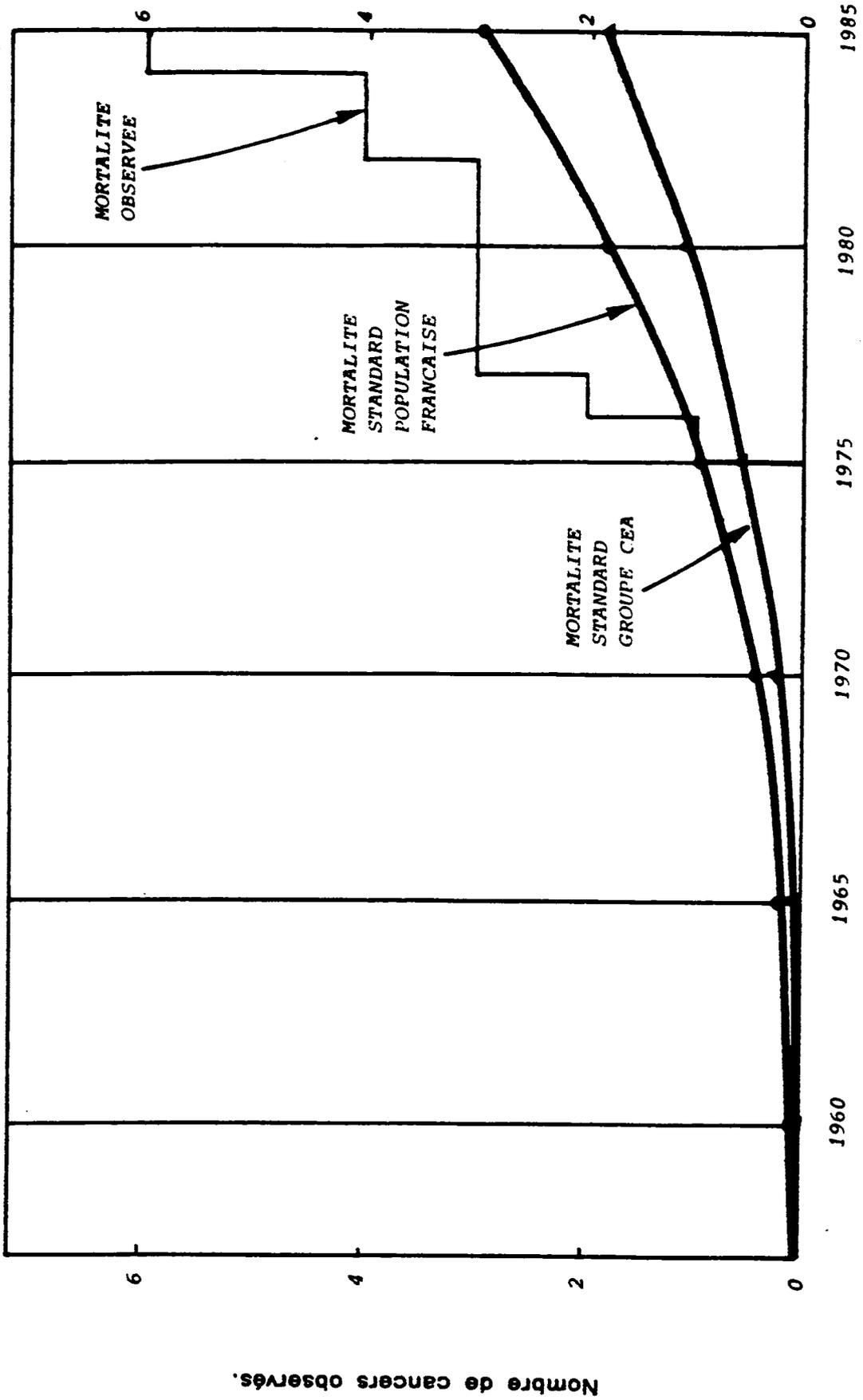


Figure 2 - MORTALITE PAR CANCERS POUR LE SOUS-GROUPE 1

1. Quel taux de confiance faut-il prendre ?

En physique ou pour les sondages, on prend généralement un taux de confiance de 0.95. Le choix est arbitraire et dépend de l'usage. On trouve, dans un livre de statistiques (10) qui peut servir de référence, la remarque suivante: *Avec une certaine approche intuitive, nous pouvons dire qu'il est probable que [la fréquence cherchée] est dans l'intervalle de plus ou moins un écart type autour de la valeur centrale, qu'il est très probable qu'elle soit dans un intervalle de plus ou moins 2 écarts types, etc.*

Dans le premier cas, le taux de confiance serait de 0.68 et dans le second 0.95. Le taux de confiance peut donc dépendre du sujet traité. Par exemple, le calcul du débit des crues millénales d'un fleuve se fait par des méthodes statistiques. Pour la Loire (11), Electricité de France a pris un taux de confiance de 0.70. Le résultat de ces calculs entre dans les évaluations de sûreté des réacteurs nucléaires situés sur les berges des fleuves. Pour la Loire il s'agit du projet de centrale du Carnet. Il est évident dans ce cas que le choix du taux de confiance est fait à partir d'arguments pris hors des théories statistiques proprement dites.

Le taux de confiance est une notion tout à fait relative. Si on veut une grande certitude, il faudra prendre un taux de confiance élevé. Lorsqu'il s'agit d'une étude de santé concernant des préjudices éventuellement portés à des personnes, plus le taux de confiance est élevé, plus la probabilité de ne pas mettre en évidence le risque réellement couru sera grande, ce qui finalement revient à augmenter la probabilité de léser les victimes éventuelles qui devraient être indemnisées. Il n'y a aucun moyen scientifique de déterminer ce taux de confiance. Imposer a priori un taux de confiance de 0.95 pour les études de santé liées aux risques professionnels revient finalement à favoriser les employeurs responsables des risques au détriment des éventuelles victimes. Le taux de confiance devrait être défini sur des critères qui seraient à négocier entre les partenaires sociaux. C'est pourquoi nous donnerons les résultats pour divers taux de "confiance".

Cette discussion demeure cependant académique car la législation française ne reconnaît pas les arguments statistiques pour l'établissement du risque professionnel en vue d'indemnisation même dans le cas du rayonnement dont les experts officiels internationaux ont cependant reconnu les effets stochastiques qui, par définition, ne peuvent être mis en évidence que d'une façon statistique.

2. Le taux de confiance étant défini, la position de la plage de confiance, elle, ne l'est pas complètement

En physique, généralement on prend une plage centrée sur la valeur la plus probable, c'est ce qui donne la plage d'erreur la plus faible. Cette démarche est souvent logique. Lorsqu'on cherche à établir un risque professionnel d'un groupe, généralement on retiendra comme risque "sûr" la borne inférieure de la plage de confiance. Dans cette démarche, la largeur de la plage de confiance n'a aucun intérêt. Si on a le souci de minimiser la probabilité de léser ceux qui ont été soumis au risque, on est en droit de placer la plage de confiance, pour le taux de confiance choisi, de telle sorte que le risque minimum soit le plus grand possible. Dans la référence (10) déjà citée, on trouve (page 103) des exemples où cette procédure est décrite et justifiée. Nous donnerons donc, en plus des plages de confiance centrées, la borne minimum optimisée, ainsi que la valeur la plus probable.

Dans l'Annexe V nous donnons quelques détails sur les propriétés du contour de confiance ("confidence belt") ainsi que sur la procédure pour l'établir.

Dans le tableau suivant (12), nous donnons pour l'ensemble du groupe et les trois sous-groupes la fréquence F la plus probable (fréquence dont la probabilité est maximum) et pour les taux de confiance 0.95, 0.85, 0.75 les fréquences minimum et maximum du contour de confiance centré (f_{min} , f_{max}), ainsi que la fréquence minimum optimisée (f_o) comme nous l'avons définie plus haut. Nous rappelons que ces fréquences sont les fréquences d'occurrence d'un événement dont un tirage sur un échantillon donné (121 pour le groupe entier, 40 pour le sous-groupe I, 42 pour le sous-groupe II et 39 pour le sous-groupe III) a donné un certain nombre d'événements (morts par cancers), 12 pour le groupe entier, 6 pour le sous-groupe I, 4 pour le sous-groupe II et 2 pour le sous-groupe III (voir tableau 11).

Enfin, la dernière ligne du tableau 12 donne la fréquence calculée d'après la mortalité nationale et corrigée par le SMR trouvé pour la mortalité par cancers dans la population du CEA (fréquence de référence: fréf.).

Taux de confiance		Groupe entier	Sous-groupes		
			I	II	III
	F	0,0992	0,1500	0,0952	0,0513
0,95	f_{max}	0,1568	0,2680	0,1949	0,1348
	f_{min}	0,0575	0,0734	0,0398	0,0161
	f_o	0,0647	0,0851	0,0481	0,0213
0,85	f_{max}	0,1391	0,2305	0,1617	0,1045
	f_{min}	0,0690	0,0934	0,0541	0,0252
	f_o	0,0780	0,1111	0,0673	0,0344
0,75	f_{max}	0,1298	0,2107	0,1446	0,0895
	f_{min}	0,0754	0,1059	0,0634	0,0316
	f_o	0,0867	0,1286	0,0808	0,0445
fréf.		0,0389	0,0453	0,0358	0,0345

Tableau 12

VII. EVALUATION DU RISQUE CANCERIGÈNE PROFESSIONNEL

Les facteurs de risque se déduisent aisément du tableau précédent en divisant les fréquences qui bornent les divers contours de confiance par la fréquence de référence. Nous donnons dans le tableau 13 l'ensemble des résultats concernant le

facteur de risque (cancérogène). Le risque le plus probable (Rprob) correspond à la fréquence la plus probable du tableau 12.

Taux de confiance		Groupe entier	Sous-groupes		
			I	II	III
	Rprob	2,55	3,31	2,66	1,49
0,95	Rmax	4,03	5,92	5,44	3,91
	Rmin	1,48	1,62	1,11	0,47
	Ro	1,66	1,88	1,34	0,62
0,85	Rmax	3,58	5,09	4,52	3,03
	Rmin	1,77	2,06	1,51	0,73
	Ro	2,01	2,45	1,88	1,00
0,75	Rmax	3,34	4,65	4,04	2,59
	Rmin	1,94	2,34	1,77	0,92
	Ro	2,23	2,84	2,26	1,29

Tableau 13

Nous voyons immédiatement que sur chaque ligne du tableau (confiance statistique identique) le facteur de risque de mortalité par cancers croît dans l'ordre des sous-groupes III, II, I, c'est-à-dire dans l'ordre croissant des expositions au rayonnement. Les valeurs du facteur de risque trouvées sont incompatibles avec 1, même pour des taux de confiance élevés, sauf peut-être pour le groupe III.

Rappelons, suivant les arguments développés précédemment, que ces facteurs de risque évalués avec une référence de population ayant un SMR pour la mortalité par cancers de 0,61 par rapport à la population nationale, pourraient être sous-évalués de 40 % s'il y avait des groupes à risque dans la population de référence. Notre étude tend à montrer que cette hypothèse est loin d'être invraisemblable car le groupe étudié ici est effectivement un groupe à risque cancérogène de type professionnel et ce n'est pas le seul du CEA.

Par une méthode analogue nous avons comparé la mortalité par toutes causes autres que les cancers observée dans les divers sous-groupes, à celle observée pour l'ensemble du CEA (Annexe IV). Ceci était nécessaire pour s'assurer que cet ensemble pouvait servir de référence de mortalité. Les résultats sont compatibles avec l'hypothèse d'une identité des mortalités pour les causes autres que les cancers. Le groupe étudié et l'ensemble des travailleurs du CEA ont bien des caractéristiques voisines pour la mortalité par causes autres que les cancers. Il est donc justifié de prendre l'ensemble du CEA comme référence, avec cependant les réserves que nous avons développées précédemment.

A partir du tableau 13 on peut évaluer le nombre de morts par cancers en excès qu'on peut attribuer à l'activité professionnelle. L'évaluation est faite en prenant les bornes inférieures de la plage de confiance. Les résultats sont résumés dans le tableau 14.

Taux de confiance	Excès de mortalité par cancers			
	Groupe entier	Sous-groupes		
		I	II	III
0,95	4	3	1	0
0,75	6	4	2	0

Tableau 14

Au cas où la population de référence comporterait des groupes à risques, ces chiffres pourraient être majorés de 40 %, ce qui donnerait respectivement 6 et 8 morts d'origine professionnelle suivant le taux de confiance adopté, ou plus si l'on décidait de prendre un taux de "confiance" inférieur à 0,75.

CONCLUSIONS

L'étude que nous avons faite montre qu'il existe pour le groupe étudié un risque cancérigène en corrélation avec la nature du travail effectué. En prenant une valeur conservative pour la mortalité de référence, nous trouvons un nombre de morts par cancers dus à ce risque au moins égal à 4 (taux de confiance 0,95) ou à 6 (taux de confiance 0,75).

Au cours de cette étude, nous avons rencontré certains problèmes importants:

1 - Le taux de confiance:

Il ne peut être fixé a priori par des considérations statistiques. Plus le taux de confiance est élevé, plus la probabilité de sous-estimer le risque professionnel est grande. La meilleure procédure serait de prendre le risque le plus probable dans la mesure où les plages de confiance (pour un taux de confiance qui serait à débattre entre les partenaires sociaux) mettent en évidence l'existence du risque. Cette procédure donnerait dans notre cas un excès de 8 décès par cancers.

2 - La population de référence:

C'est le problème majeur de ce genre d'étude. Il est manifeste qu'il n'est pas possible de prendre la mortalité nationale comme référence. Il n'est pas suffisant de la corriger par des facteurs socio-professionnels. La population de référence doit être trouvée localement parmi des travailleurs ayant subi la même sélection à l'embauche et suivis médicalement de la même façon que ceux que l'on étudie. Mais il faut être certain que les gens pris comme référence n'ont pas été soumis à un risque professionnel qui pourrait modifier la mortalité qui servira ensuite de référence pour l'évaluation du facteur de risque.

En ce qui concerne le traitement statistique des données il n'y a pas de difficultés mathématiques. Il est possible, en prenant les lois exactes des probabilités (lois binomiales) de traiter les petits groupes sans introduire de grandes marges d'erreur. Evidemment, si pour ces petits groupes les risques sont faibles mais non nuls, il ne sera pas possible de les mettre en évidence. Mais si le risque est suffisamment élevé, il est possible de le mettre en évidence sur des groupes relativement petits pour lesquels la collecte des données peut se faire aisément.

Enfin, signalons que le traitement mathématique des petits groupes peut se faire avec de simples micro-ordinateurs, sans avoir besoin de mettre en oeuvre de gros moyens informatiques.

Annexe I
IDENTIFICATION DES NUISANCES

Bâtiment n° 55: "fusion et atelier d'usinage".

*** Opérations de fusion:**

L'uranium métallique obtenu se présente sous la forme d'un matériau rugueux, incrusté de particules provenant du moule ou encore entouré du moule.

Une opération appelée "décochage" vise à éliminer les résidus de fusion ou le moule. Cette opération, effectuée à la main, provoque de nombreuses poussières. A cet instant, l'irradiation provenant du métal est très intense, en raison des produits de fission.

De même, le nettoyage des creusets de fusion est une opération particulièrement insalubre. Le port du masque était imposé.

*** Opérations de transformation:**

Sous ce terme, sont regroupés le tournage, le fraisage, le perçage, etc. Toutes ces opérations se font sous aspersion d'huile de coupe, qui est recueillie, car elle contient de l'uranium en suspension.

En principe, toutes les manutentions se font avec des gants de coton et il est interdit de fumer.

La contamination au sol justifie la présence d'un pédiluve à la sortie de l'atelier. De même, des prélèvements d'atmosphère sont effectués (prélèvements: 8 heures).

Bâtiment n° 53: "laboratoires":

On peut distinguer deux catégories de travaux:

*** De caractère destructif, ou dégradant le métal**

Il s'agit des examens métallographiques produisant au cours du polissage par abrasion sous l'eau de très fines particules métalliques entraînées par le courant d'eau. Le polissage se fait à mains nues. La contamination des mains et du poste de travail dépend uniquement de l'opérateur.

Une autre forme de dispersion de l'uranium est l'opération de traitement thermique. Les échantillons, portés à haute température, sont plongés soit dans l'huile, soit dans des bains de sels fondus, soit dans l'eau. Cette opération entraîne des dégagements gazeux importants, voire des projections.

*** De caractère non destructif**

Toutes les opérations de contrôle, d'essais thermiques, d'essais mécaniques divers, sont concernées. Le risque est une contamination corporelle par contact, et éventuellement ingestion.

Ce bâtiment abritait également l'échelon administratif du Service.

**Annexe II
MORTALITE DU GROUPE DES FEMMES**

L'enquête a identifié un groupe de 15 femmes dont tous les paramètres sont connus pour 11 d'entre elles.

Pour ce groupe, le suivi entre l'embauche et 1985 est de 342 femme x an soit 466 f x a pour les 15 personnes.

La moyenne d'âge pour ce suivi est de 40 ans, soit 8 ans de moins que pour le groupe des hommes, avec 80 % du suivi entre 26 et 54 ans, ce qui est très voisin de ce que l'on a pour les hommes.

La mortalité d'une population standard (population française) identique serait:

Toutes causes:	1.2
Cancers:	0.4

En prenant l'étude sur l'ensemble du CEA comme référence pour la normalisation, on aurait:

Toutes causes:	0.8
Cancers:	0.3

soit des fréquences respectivement égales à 0.053 et 0.020.

Aucune mort n'est observée dans ce groupe. Les limites de fréquence de la zone de confiance (pour 0 cas) sont:

0.002 et 0.214	pour un taux de confiance de	0.95
0.009 et 0.129	pour un taux de confiance de	0.75

Les fréquences attendues sont dans les limites du contour de confiance, mais les marges d'erreur sont trop grandes pour que l'on puisse en tirer des conclusions.

Il faut observer que les SMR trouvés pour les femmes dans l'étude sur le personnel du CEA (8) sont assez différents de ceux trouvés pour les hommes (voir tableau 15), sans qu'une explication en soit donnée.

	Toutes causes	Cancers	Toutes autres causes que les cancers
Hommes	0,47	0,61	0,42
Femmes	0,66	0,80	0,58

Tableau 15

C'est pourquoi il n'aurait pas été prudent pour l'étude que nous avons faite d'inclure hommes et femmes dans les mêmes groupes. Cela d'ailleurs n'aurait pas amélioré sensiblement la précision statistique car la mortalité du groupe de femmes est 2.8 fois plus faible que celle des hommes. En tenant compte de ce facteur, la cohorte des femmes représente environ une cohorte équivalente égale à 4 % de celle des hommes.

Annexe III
ANOMALIE SUR LA FREQUENCE D'OCCURRENCE
DE CERTAINS CANCERS PARMIS LE PERSONNEL DU CEA

L'examen des résultats de l'étude sur l'ensemble du groupe CEA (8) montre une anomalie dans la répartition des localisations de certains cancers.

Pour les hommes le SMR pour toutes les localisations est égal à 0.81.

En ce qui concerne certains cancers détaillés dans l'étude (sein, organes génito-urinaires, leucémies, affections lymphatiques et hématopoïétique), le SMR est égal à 0.91. Pour les cancers autres que ces derniers, le SMR est de 0.56.

On voit donc que pour certains cancers, le SMR est assez voisin du SMR de la mortalité par toutes autres causes que les cancers, 0.42. Par contre, pour d'autres cancers, il est très supérieur. En résumé, les SMR sont les suivants:

- Toutes causes	0.47
- Toutes causes autres que les cancers	0.42
- Tous cancers	0.81
- Cancers du sein, organes génito-urinaires, leucémies, affections lymphatiques et hématopoïétiques	0.91
- Autres cancers	0.56

La façon dont les cancers sont regroupés ne permet pas d'avoir des catégories correspondant complètement aux tissus reconnus comme radio-sensibles et ceux reconnus comme peu radio-sensibles. Cependant, ceux que nous avons pu regrouper et qui ont un SMR 1.6 fois plus élevé que les autres, sont radio-sensibles.

Nous pouvons rapprocher ce résultat de celui trouvé en Angleterre sur le personnel ayant travaillé dans l'industrie nucléaire (12). Les 4 localisations particulières ont un SMR de 1.3 alors que les autres cancers ont un SMR de 0.76, voisin du SMR pour la mortalité par toutes maladies autres que les cancers (0.73). L'étude montre que pour les cancers de la prostate, les SMR augmentent avec les doses cumulées reçues. Aucune tentative n'a été faite dans cette étude pour corriger l'effet de sélection pourtant mis en évidence par les résultats publiés. Les auteurs concluent à l'absence de signification de cet accroissement de mortalité pour ces cancers. Le commentateur de "New Scientist" (13) souligne qu'il n'a pas été tenu compte de l'effet de sélection alors que le *"healthy worker effect"* tend à mettre les travailleurs de l'énergie atomique dans les classes supérieures qui sont moins prédisposées à beaucoup de maladies et à une mortalité prématurée.

Il faut souligner l'analogie des résultats trouvés en Angleterre et en France parmi les travailleurs de l'énergie atomique.

L'étude faite au CEA est beaucoup moins détaillée que celle publiée en Angleterre. Pour le groupe CEA, il serait important de savoir si ces cancers à fort SMR proviennent uniformément du personnel des divers Centres ou sont plus concentrés dans certains établissements, ou dans certaines catégories du personnel, ce qui renforcerait encore l'effet.

Annexe IV
COMPARAISON DU GROUPE ETUDIE A L'ENSEMBLE DU PERSONNEL DU CEA
POUR LES CAUSES DE MORTALITE AUTRES QUE LES CANCERS

La normalisation de la mortalité par cancers à l'aide de la mortalité trouvée pour l'ensemble du personnel du CEA est justifiée, dans la mesure où l'on est sûr que les deux populations comparées ont bien été sélectionnées à l'embauche sur des critères identiques vis-à-vis de la santé, et suivis médicalement de la même façon.

La comparaison de la mortalité par toutes maladies autres que les cancers doit nous permettre de vérifier cette hypothèse en supposant bien sûr que le groupe étudié n'a pas été soumis à un risque professionnel pouvant modifier cette mortalité.

Il ne nous a pas été possible de faire cette comparaison exactement, car cette mortalité n'est pas explicitée dans l'étude du CEA (8). On n'y trouve que la mortalité générale (toutes causes), les décès par affection maligne et les décès par suicide. Les données relatives à la mortalité par causes extérieures, hormis les suicides, n'est pas indiquée. Il est cependant possible de tirer quelques conclusions utiles.

Les résultats de l'étude du CEA montrent que le SMR pour la mortalité par toutes causes autres que les cancers est de 0.42. En ce qui concerne les suicides le SMR est de 0.61. La mortalité par accidents de la route, une composante importante de la mortalité par causes extérieures, doit être assez fortement dépendante de la catégorie professionnelle et aussi de la localisation du lieu de travail. Elle ne dépend pas directement des critères de santé utilisés lors de l'embauche. Si le SMR pour les accidents était supérieur au SMR de la mortalité par toutes causes autres que les cancers, cela rendrait le SMR de la mortalité par toutes maladies autres que les cancers inférieur au SMR de la mortalité par toutes causes autres que les cancers, mais la différence ne serait pas très grande. L'erreur, finalement, est faible si l'on prend pour référence un SMR de 0.42 pour la mortalité par toutes maladies autres que les cancers.

La comparaison de la mortalité observée à la mortalité calculée est résumée dans le tableau 16.

	Mortalité par toutes causes autres que les cancers			Mortalité par toutes maladies autres que les cancers		
	Obs.	Calc.	Corrig.	Obs.	Calc.	Corrig.
Groupe entier	11	19,5	8,2	7	15,3	6,4
S/groupe I	1	7,5	3,2	1	6,0	2,5
S/groupe II	7	6,2	2,6	3	4,8	2,0
S/groupe III	3	5,7	2,4	3	4,3	1,8

Tableau 16

Les colonnes "calc." correspondent à la mortalité de la population française pour des cohortes identiques à celles étudiées. Les colonnes "corrig." donnent la mortalité standard après correction par le SMR du groupe CEA (0.42).

Le tableau 17 spécifie les facteurs de risque pour la mortalité par toutes maladies autres que les cancers. Il permet d'apprécier la validité de la normalisation par les résultats de mortalité trouvés pour l'ensemble du CEA. Dans ce tableau, R est le risque le plus probable et Rmin, Rmax sont les bornes de la plage du facteur de risque correspondant à un taux de confiance de 0.95.

	R	Rmin	Rmax
Groupe entier	1,09	0,55	1,98
Sous-groupe I	0,40	0,10	1,41
Sous-groupe II	1,50	0,56	3,40
Sous-groupe III	1,67	0,62	3,75

Tableau 17

Pour les trois sous-groupes et le groupe dans son ensemble, ces résultats sont compatibles avec un facteur de risque égal à 1 (identité de sélection de santé pour les divers groupes et l'ensemble du CEA), avec un taux de confiance de 0.95. Cependant, il faut remarquer que les plages de risque pour les trois sous-groupes se déplacent vers les valeurs faibles quand on passe dans l'ordre III, II, I.

Pour le groupe I cette plage est assez fortement excentrée vers le bas par rapport à 1. Cela pourrait signifier que ce dernier sous-groupe est particulièrement résistant, tout au moins vis-à-vis des maladies autres que les cancers. Si cette qualité s'étendait aux cancers alors le risque cancérigène que nous avons établi serait sous-estimé. Mais il n'y a aucun moyen d'évaluer cette sous-estimation car nous n'avons pas de groupe de référence pour normaliser la mortalité.

Il est assez fréquent de trouver que les groupes de travailleurs soumis à de très forts risques professionnels sont sélectionnés (ou se sélectionnent eux-mêmes) et forment des groupes très résistants vis-à-vis des diverses causes de mortalité. Cela contribue souvent à masquer le risque que leur activité professionnelle leur fait courir.

Cette discussion montre l'importance qu'il faut attacher à l'étude des populations qui pourraient servir de référence. Jusqu'à présent, ce qui a été publié officiellement n'est pas satisfaisant sur plusieurs points:

- Aucune évaluation n'est faite de l'éventuelle contribution des sous-groupes à risque cancérigène élevé. La cohorte générale du CEA n'est pas organisée suivant des

critères tels que la durée du travail au CEA, les doses reçues (nulles ou non nulles), travail en milieu radioactif ou en milieu non radioactif, etc.

- Les résultats ne détaillent pas les divers centres alors que les activités professionnelles dépendent très fortement des centres (production, recherche, etc.)
- Il n'y a aucun découpage de la cohorte globale suivant quelques classes d'âge ce qui ne permet pas d'affiner les calculs de mortalité.
- L'étude de la mortalité par cancers est détaillée, elle suit assez fidèlement la classification internationale (CIM) des causes de mortalité, mais dans ce cas précis il aurait été plus intéressant de classer les cancers suivant les niveaux de radiosensibilité des tissus de leur localisation. Une telle classification aurait pu s'appuyer sur la classification publiée par la Commission Internationale de Protection Radiologique (CIPR). Ceci aurait permis de voir s'il y a ou non des anomalies de répartition des différents cancers liées au rayonnement, dans la population de référence.

Annexe v CONTOUR DE CONFIANCE

Lorsqu'on a calculé par la loi binômiale la probabilité d'obtenir X cas en observant un échantillon N d'une population où la fréquence d'occurrence de ces cas est f , il est possible de tracer un diagramme sur lequel apparaîtra ce qu'on appelle le contour de confiance ("confidence belt") (14).

Sur un diagramme Nombre de cas X . Fréquence f , on détermine pour chaque valeur de f l'intervalle X_1, X_2 pour lequel la probabilité d'avoir $X_1 \leq X_0 \leq X_2$ est égale à une certaine valeur (dite taux de confiance). On obtient ainsi un contour en escalier que pour plus de commodité on peut lisser par une courbe continue (figure 3).

Ce contour, qui visualise ce que l'on peut attendre d'un tirage au hasard dans un groupe connu, permet aussi de résoudre le problème inverse: lorsqu'un tirage donné identifie un certain nombre d'événements, peut-on déterminer la probabilité d'occurrence de ces événements ?

Le diagramme nous permet de déterminer une plage de confiance bornée par les fréquences f_{\min} et f_{\max} . La probabilité pour que la fréquence cherchée soit comprise entre ces bornes est égale au taux de confiance qui a servi à construire le contour de confiance.

Sur la figure 4 nous donnons pour $N = 40$ les contours de confiance pour les taux de confiance 0,95, 0,85, 0,75.

Dans les figures 3 et 4 nous avons tracé les plages centrées. La partie inférieure du contour de confiance correspond à la propriété suivante: pour un nombre de cas X donné, on cherche la fréquence d'occurrence telle que la probabilité d'observer un nombre de cas $X_0 \leq X$ soit P_1 . Pour la partie supérieure du contour, on cherche la fréquence d'occurrence telle que la probabilité d'observer un nombre de cas $X_0 > X$ soit égale à P_2 . Le taux de confiance correspondant est égal à $P_1 + P_2 - 1$.

Lorsque $P_1 = P_2$ la plage de confiance est dite centrée. Par exemple, pour un taux de confiance de 0,95 la plage centrée correspondra à $P_1 = P_2 = 0,975$.

Si l'on veut rendre maximum la borne inférieure de la plage de confiance, on prendra $P_2 = 1$ et P_1 sera égal au taux de confiance. Si l'on veut rendre minimum la borne supérieure de la plage de confiance, on prendra $P_1 = 1$ et P_2 sera égal au taux de confiance.

Si la fréquence de l'événement est f_0 , la probabilité pour que dans un échantillon N le nombre d'événements soit compris entre X_1 et X_2 est égale au taux de confiance (0,95 sur la figure).

Si dans un échantillon N le nombre d'événements observés est X , la probabilité pour que la fréquence de ces événements soit comprise entre f_{\min} et f_{\max} est égale au taux de confiance (0,95 sur la figure).

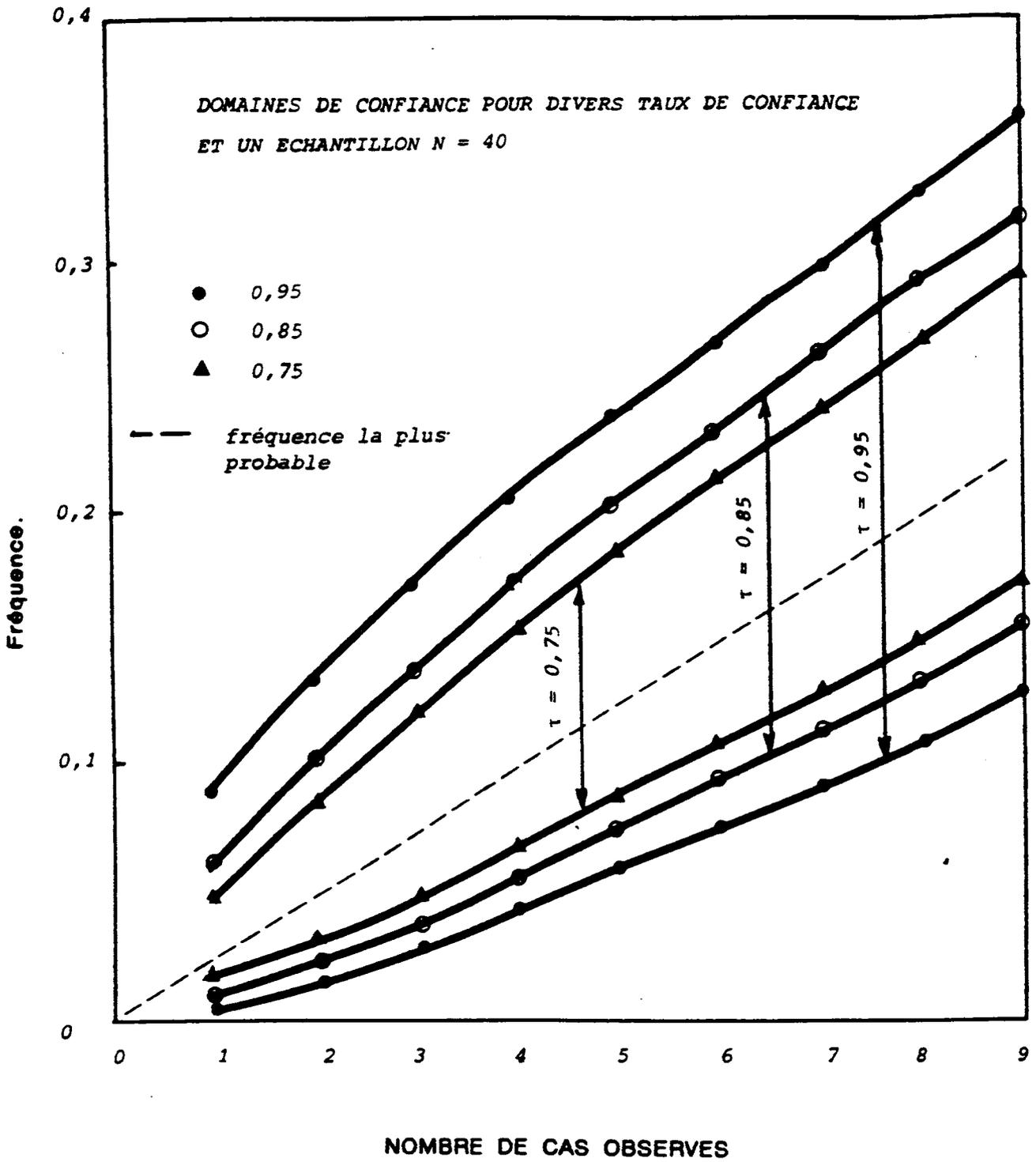


Figure 4

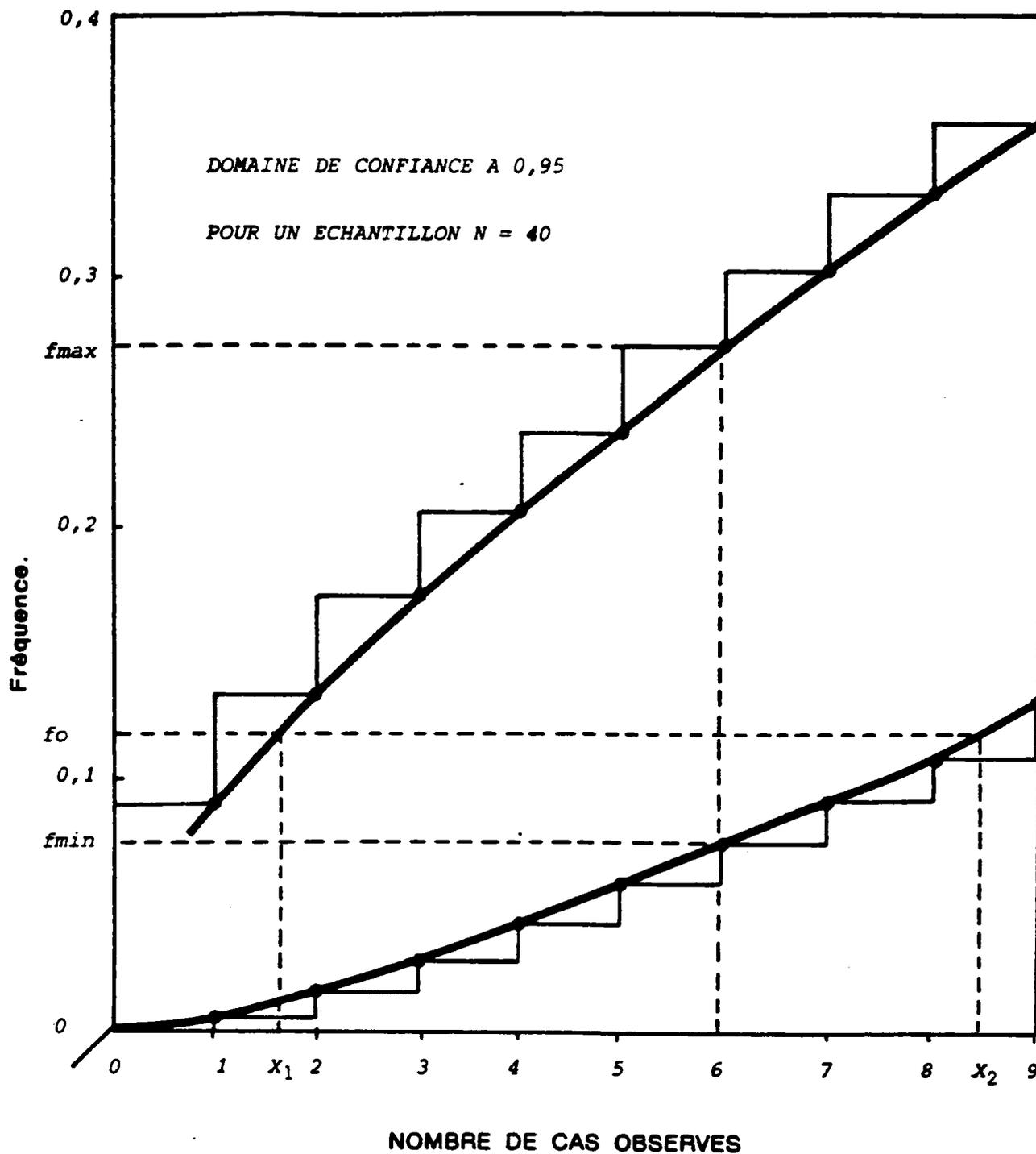


Figure 3

Si la fréquence de l'événement est f_0 , la probabilité pour que dans un échantillon N le nombre d'événements soit compris entre X_1 et X_2 est égale au taux de confiance (0.95 sur la figure).

Si dans un échantillon N le nombre d'événements observés est X, la probabilité pour que la fréquence de ces événements soit comprise entre f_{min} et f_{max} est égale au taux de confiance (0.95 sur la figure).

REFERENCES

- (1) Yves CACHIN. "La lutte contre le cancer en France. perspectives. propositions", rapport au Ministre des Affaires Sociales et de la Solidarité Nationale et au Secrétaire d'Etat chargé de la Santé, élaboré par la Commission Nationale des Cancers. la Documentation Française. 1986.
- (2) M. TIRMARCHE, J. CHAMEAUD, J. PIECHOWSKI, J. PRADEL. "Enquête épidémiologique française sur les mineurs d'uranium: difficultés et progrès". Int. Congress on Radiation Risk Protection. Berlin. mai 1984.
M. TIRMARCHE, J. BRENDT, J. PIECHOWSKI, J. CHAMEAUD, J. PRADEL "The present state of an epidemiological study of uranium miners in France". Toronto. nov. 1984.
- (3) Statistique des causes médicales de décès - Aspect rétrospectif - Années 1950-1967 - INSEE. 1970.
- (4) Causes médicales de décès. tome I. Publication annuelle de l'INSERM. 1968 à 1982.
- (5) Jacques VALLIN. "La mortalité par génération en France. depuis 1899". Cahier numéro 63 de l'INED. Presses Universitaires de France. 1973.
- (6) Guy DESPLANQUES. "La mortalité des adultes. résultats de deux études longitudinales (période 1955-1980)" numéro 479-D 102 des Collections de l'INSEE. Janvier 1985.
- (7) Guy DESPLANQUES. "L'inégalité sociale devant la mort". Economie et Statistique. numéro 162. janvier 1984. p. 29-50.
- (8) J. PIECHOWSKI et B. MENOUX. "Statistique des décès dans le groupe CEA pour les années 1969 à 1980". étude réalisée au SPS/LPP du CEA. avril 1982 (non publiée).
- (9) A. J. FOX and P. F. COLLIER. "Low mortality rates in industrial cohort studies due to selection for work and survival in the industry". British Journal of Preventive and Social Medicine. vol 30. n° 4. dec. 1976. p. 225-230.
- (10) M. G. KENDALL and A. STUART "The advanced theory of statistics". vol. 2. p. 98.
- (11) ELECTRICITE DE FRANCE. Centrale Nucléaire du Carnet. Demande de déclaration d'utilité publique. p. 22-23 de l'Etude d'impact. 27 fév. 1986
- (12) BERAL, H. INSKIP, P. FRASER, M. BOOTH, D. COLEMAN, G. ROSE. "Mortality of employees of the United Kingdom Atomic Energy Authority, 1946-1979". British Medical Journal. vol. 291. aug. 17. 1985; p. 440-447.
- (13) S. CONNOR. "Radiation workers risk prostate cancer". New Scientist. aug. 29. 1985.
- (14) F. E. JAMES. "L'influence des ordinateurs sur les méthodes statistiques". CERN. Data Handling Division. 22ème cours de perfectionnement de l'Association Vaudoise des chercheurs en physique. Zermatt. 24-29 mars 1980.

TABLE DES MATIERES

I	Nature du travail effectué	p. 1
II	Collecte des données	3
III	Les données	6
IV	Calcul de la mortalité standard	8
V	Recherche d'une population de référence dont la mortalité est connue	11
VI	Effet statistique de la taille des groupes	15
VII	Evaluation du risque cancérigène professionnel	19
	Conclusions	21

ANNEXES

Annexe I	Identification des nuisances	23
Annexe II	Mortalité du groupe des femmes	24
Annexe III	Anomalies sur la fréquence d'occurrence de certains cancers parmi le personnel du CEA	25
Annexe IV	Comparaison du groupe étudié à l'ensemble du personnel du CEA pour les causes de mortalité autres que les cancers	26
Annexe V	Contour de confiance	29
	Références	32

