

ÉTUDE DU FACTEUR DE RISQUE CANCÉRIGÈNE SUR UN GROUPE DE TRAVAILLEURS DU CENTRE D'ÉTUDES NUCLÉAIRES DE SACLAY AYANT TRAVAILLÉ SUR URANIUM.

Complément au rapport de mars 1986
exposé devant le CHS de Saclay le 19 mars 1992

F. PAPEZYK et R. BELBÉOCH

LES ORIGINES DE L'ÉTUDE

Les agents du Service de Technologie ayant travaillé sur l'uranium forment un groupe assez homogène et relativement stable. Ceci facilitait les observations sur la mortalité. Un nombre élevé de décès par cancers qui se confirmait au cours du temps laissait soupçonner l'existence pour ce groupe d'un risque cancérogène élevé d'origine professionnelle.

Le rapport (décès par cancers / décès par toute autre maladie) est un indicateur d'anomalie du risque cancérogène. A titre indicatif nous donnons ici quelques valeurs extraites ou déduites de la publication de l'INSERM, "Causes médicales de décès, année 1988 Résultats définitifs - France", pour les taux de mortalité des hommes (pour 100 000) :

Causes de décès	Tous âges	25 à 34	35 à 44	45 à 54	55 à 64	65 à 74
Toutes causes	1000,7	163,2	272,3	640,7	1498,3	3004,1
Toutes maladies	896,5	67,5	179,4	536,5	1381,1	2843,6
Tous cancers	313	12,9	60,4	258,7	689,1	1224,0
Toutes maladies hors cancers	583,5	54,6	119,0	277,8	692,0	1619,6
Cancers / Autres maladies	0,54	0,24	0,51	0,93	1,00	0,76

Le rapport du nombre de décès par cancers au nombre de décès par toute autre maladie est toujours inférieur à 1 quelle que soit la structure en âge du groupe suivi. Si on observe un rapport nettement supérieur à 1 cela est une bonne indication qu'il y a une anomalie et probablement un risque cancérogène important. Cette situation justifie a priori la nécessité d'une étude précise. Dans le cas envisagé ici, en 1985 le rapport pour l'ensemble du groupe était égal à 3, signe d'une anomalie flagrante.

Ces anomalies n'ont pas été prises en compte par la Direction du CEA pour lancer une étude détaillée et cela malgré de nombreuses interventions syndicales. C'est pourquoi cette étude a été menée. De plus il nous paraissait important de montrer que de telles études sur des petits groupes à risque pouvaient être faites assez rapidement sans mettre en oeuvre de gros moyens. De telles études devraient être possibles dans d'autres services du Centre de Saclay.

QUELQUES GÉNÉRALITÉS

I Composition d'une cohorte pour l'étude d'un risque particulier

Il est nécessaire que le groupe de personnes qui sera suivi soit assez bien homogène par rapport au

risque qui suscite l'étude. Lorsque cela est possible il est intéressant de décomposer la cohorte globale en sous-groupes plus homogènes. C'est ce que nous avons fait en regroupant l'ensemble en 3 sous-ensembles définis par les postes de travail.

En principe les 3 sous-groupes sont identiques hormis le risque uranium. Le tri à l'embauche sur des critères de santé a été assez voisin. La seule différence semble être la différence des niveaux hiérarchiques dans chaque groupe. Dans le cas présent cela n'a pas trop d'importance car les groupes sont trop petits pour qu'on puisse en prendre un comme référence (celui dont l'activité a été la plus éloignée de l'uranium) pour évaluer le risque dans les autres groupes.

D'une façon générale plus on élargira la cohorte à des personnes situées à la périphérie du risque voire hors du champ du risque plus on sous-évaluera le risque pour les personnes qui ont été les plus exposées. A la limite si l'élargissement est suffisant le risque véritable lié à l'activité ne sera plus détectable

Remarque : Les taux de mortalité pour les diverses causes médicales sont très différentes selon le sexe. Il est donc normal de séparer l'ensemble de la cohorte en hommes et femmes. La cohorte des femmes ne comportait que 15 membres. Pour une telle dimension les limites du contour de confiance (même pour des taux de confiance assez faibles) donnent des erreurs statistiques trop grandes pour qu'on puisse tirer de la donnée observée (aucune mort) la conclusion de l'absence de tout risque. Notre étude s'est donc bornée au suivi de mortalité du groupe des hommes.

II Dimension de la cohorte

Des affirmations sont souvent avancées a priori contre les études épidémiologiques sur des petits groupes. Ces affirmations ne sont jamais confortées par des preuves objectives.

- La validité statistique (confiance statistique) d'une étude épidémiologique s'appuie sur le calcul des probabilités. Celui-ci est valable quelle que soit la dimension du groupe considéré. Les modalités d'application dépendent évidemment de la taille du groupe.

- Les lois que l'on applique généralement aux groupes importants ne sont pas valables pour les petits groupes. Ces lois dérivent d'une loi générale (la loi binomiale) qui régit les problèmes de tirage au hasard.

- Cette loi générale est applicable quelle que soit la taille du groupe. Son utilisation pour les grands groupes conduirait à des calculs très longs et inutiles. Des lois approchées sont alors commodes pour simplifier les calculs. Pour les petits groupes l'utilisation de la loi binomiale conduit à des temps de calcul raisonnables.

- Bien évidemment les erreurs statistiques dépendent directement de la taille des groupes étudiés, elles sont d'autant plus importantes que la taille du groupe est plus petite.

Seuls des risques importants pourront être mis en évidence par le suivi d'un petit groupe. Mais il n'est pas correct d'affirmer a priori qu'une étude n'a pas de valeur pour des petites cohortes lorsque les erreurs statistiques sont correctement évaluées.

III Le taux de confiance

Le taux de confiance délimite les fréquences de l'événement étudié qui seraient observées par des effets statistiques de tirage au hasard. Si la fréquence naturelle (dans une population de référence) est en dehors de ces limites, on dit qu'il y a une situation anormale avec le taux de confiance choisi.

- Il n'y a pas de fondement objectif pour le choix du taux de confiance. Plus il est choisi élevé, plus les limites considérées comme normales seront écartées, plus le rapport (événements observés / événements attendus) devra être grand pour que la situation soit considérée comme anormale. Avec un taux de confiance de 100 % il n'y aurait plus de situation anormale.

- Le choix du taux de confiance est donc arbitraire et de nature qualitative. Il dépend du but poursuivi. Exemples:

1) Dans l'étude faite par l'IPSN sur l'ensemble du personnel CEA et présentée en 1982 au CHS National, le taux de confiance choisi a été de 99 %. Il en découle que le nombre d'anomalies de

cancers est plus faible que s'il avait été pris égal à 95 %.

2) Dans le projet de la centrale nucléaire du Carnet, EDF a pris un taux de confiance de 70 % pour le calcul statistique des niveaux des crues centennales de la Loire. Il en découle que la dalle support du réacteur pour maintenir celui-ci hors d'eau en cas de crue est moins haute que si le taux de confiance avait été pris égal à 95 %.

3) Pour l'étude des médicaments le taux de confiance choisi dépend de l'effet recherché et de la toxicité des produits.

Pour donner quelques indications sur cet effet nous avons pris dans notre étude trois niveaux de confiance 75 %, 85 % et 95 %.

IV La population de référence

- L'évaluation du risque se fait en comparant la mortalité observée dans le groupe suivi avec la mortalité attendue dans une population analogue n'ayant pas subi le risque soupçonné. Les deux populations doivent être aussi proches que possibles quant au sexe, à l'âge, à l'état de santé.

- L'utilisation d'un sous-groupe ayant a priori un risque faible n'est pas possible pour des petites cohortes car dans ce cas les erreurs statistiques deviendraient beaucoup trop élevées.

- L'INSERM publie chaque année les taux de mortalité pour les diverses causes médicales de décès par sexe et par tranches d'âge, observés dans la population nationale. Cependant l'utilisation de la population nationale comme groupe de référence peut conduire à des biais :

1) la population active a un taux de mortalité plus faible que la population inactive

2) les causes et les taux de mortalité dépendent du mode de vie (rural / urbain)

3) le recrutement du personnel dans les métiers à risques est généralement soumis à un tri médical à l'embauche. Les gens acceptés ont une meilleure santé que la moyenne nationale.

Il est important de choisir une population de référence aussi proche que possible de la population étudiée d'un point de vue sanitaire Prendre la population nationale comme population de référence conduit à une sous-estimation dans l'évaluation du risque

V Le cas du personnel CEA

Pour l'étude il aurait été normal de prendre la population du Centre de Saclay comme référence. Les données disponibles étaient trop erratiques pour être utilisables.

Remarque : les données pour 1983 paraissent valables mais il en résultait une grande anomalie des décès par cancers par rapport à l'ensemble des travailleurs du CEA. La mortalité par cancers à Saclay était moitié plus élevée que la mortalité dans l'ensemble du CEA alors que les mortalités pour toutes autres maladies étaient assez voisines. Cela justifierait une étude plus poussée pour savoir s'il y a plus de travailleurs à risque cancérigène à Saclay que dans l'ensemble du CEA.

- En 1982 une étude sur l'ensemble du personnel du CEA était présentée au CHS (environ 25 000 personnes suivies de 1969 à 1980)

- Les taux de mortalité observés sont plus faibles que la moyenne nationale. Pour les hommes ils sont, rapportés à la moyenne nationale correspondante :

Toutes causes	0,47
Tous cancers	0,61
Toutes causes hors cancers	0,42

Suicides	0,61
Toutes causes hors cancers et suicides	0,41

Remarque : l'étude de l'IPSN ne fournissait pas les taux de mortalité par toutes maladies. Cela aurait été plus satisfaisant pour évaluer le niveau de santé du personnel plutôt que celle de la mortalité générale qui inclut les accidents de la circulation et les suicides.

- Aucune explication fondée sur des données n'est fournie pour expliquer la différence des effets de sélection sur la mortalité par cancers (0,61) et la mortalité par autres causes de maladies,

suicides exclus (0,41). La répartition de l'ensemble du personnel en divers sous-groupes définis à partir des risques possibles aurait permis de savoir si la situation pour les cancers était normale et due aux effets différentiels du tri sanitaire à l'embauche sur les diverses causes de mortalité ou si elle était due à la présence de groupes à risques dans l'ensemble du CEA.

- Nous avons pris comme référence de mortalité (pour les hommes) :
 - 61 % de la moyenne nationale pour les cancers
 - 42 % de la moyenne nationale pour les autres maladies

et d'après ce qui a été dit précédemment le risque ainsi évalué pourrait être sous-estimé d'environ 40 %.

- Effet de l'âge : l'effet sur les taux de mortalité du tri sanitaire à l'embauche doit s'atténuer avec l'âge. Nous n'avons pu en tenir compte car l'étude du CEA n'a pas décomposé la cohorte générale en diverses classes d'âge. L'erreur n'est certainement pas grande car le nombre de personnes très âgées du groupe est assez faible.

VI Méthode de calcul

- Pour chaque année on calcule pour chaque membre de la cohorte vivant au 1er janvier de cette année la probabilité de décès :

- par toutes causes
- par causes extérieures
- par cancers
- par toutes maladies autres que les cancers

en tenant compte de son âge et des taux de mortalité pour les diverses causes médicales de décès de l'année considérée publiés par l'INSERM.

- On fait ce calcul pour chaque membre, depuis l'année de son embauche jusqu'à l'année de la fin du suivi ou jusqu'à l'année de son décès s'il survient avant la fin du suivi.

- La somme des probabilités des différents membres pour une année donnée fournit le nombre de décès attendus pour cette année.

- La somme des décès attendus pour chaque année sur l'ensemble des années du suivi donne le nombre total de décès attendus.

Remarques : On a fait débiter le calcul de la mortalité attendue au 1er janvier de l'année d'embauche.

On a supposé qu'une personne non décédée durant une année est en vie jusqu'au 31 décembre de l'année suivante.

Lorsque nous ne pouvions savoir si une personne du groupe était décédée ou non, nous l'avons rangée systématiquement dans la catégorie "non décédés" (3 cas sur 121)

Si la cause de mortalité n'était pas identifiable nous avons supposé qu'il ne s'agissait pas d'un cancer.

Les erreurs ainsi commises sont assez faibles et de toute façon conduisent a priori à une sous-estimation du risque par une surestimation de la mortalité "naturelle" du groupe.

Pour environ 10 % de la cohorte un des paramètres était manquant (date de naissance, date d'embauche). Dans ce cas nous avons pris les valeurs moyennes du groupe. Nous avons vérifié par des simulations, qu'en prenant des valeurs vraisemblables autour des valeurs moyennes les résultats étaient stables et conduisaient à des évaluations voisines.

VII Moyens de calcul

- Les données de mortalité se rangent dans une table à 3 indices (année, tranche d'âge, cause) soit moins de 1 500 nombres

- Les données relatives à la cohorte des hommes se rangent dans une table à 4 indices (sous-groupe, année de naissance, année d'embauche, année du décès éventuel) soit environ 500 nombres.

- Pour les cohortes se composant de quelques centaines de personnes les calculs ne nécessitent que des moyens assez modestes. Nous avons utilisé un ordinateur de bureau dont les performances étaient assez réduites mais largement suffisantes pour cette étude.

- Les limites des contours de confiance se calculent par des formules d'analyse combinatoire ne nécessitant pas l'usage d'ordinateur très performant.

Une telle étude ne comporte pas de difficulté majeure. Seule la collecte des données peut poser des problèmes et doit être examinée avec soin. Les calculs et le dépouillement des résultats sont rapides.

LES RÉSULTATS

I Composition de la cohorte

La classification en 3 sous-groupes a été faite de la façon suivante :

Sous-groupe I : le personnel manipulant l'uranium métal en grande quantité, généralement des ouvriers travaillant dans des ateliers (mécanique, frittage, fusion etc.).

Sous-groupe II : les techniciens et ingénieurs qui effectuèrent des contrôles divers sur des échantillons des matériaux élaborés.

Sous-groupe III : les personnes se trouvant à la périphérie de l'activité uranium.

Au total 121 personnes, respectivement 40, 42 et 39.

II Structure en âge

- La moyenne des dates d'embauche est égale à 1956 pour les 3 sous-groupes.

- La moyenne des âges à l'embauche est voisine de 30 ans pour les 3 sous-groupes.

III Durée du suivi

Jusqu'au 31 décembre 1985 le suivi représentait 3 406 homme x an.

IV Résultats de la collecte des données (état au 31 décembre 1985)

	Nombre de personnes	Décès par toutes causes	Décès par maladies hors cancers	Décès par cancers	Décès par causes non identifiées
Groupe entier	121	23	4	12	3
Sous-groupe I	40	7	0	6	1
Sous-groupe II	42	11	3	4	0
Sous-groupe III	39	5	1	2	2

V Comparaison de la mortalité observée avec la mortalité attendue (l'ensemble du personnel du CEA étant pris comme référence)

	Mortalité par cancers		Mortalité par maladies hors cancers	
	Observée	Calculée	Observée	Calculée
Groupe entier	12	4,7	7	6,4
Sous-groupe I	6	1,8	1	2,5
Sous-groupe II	4	1,5	3	2,0
Sous-groupe III	2	1,3	3	1,8

L'évolution de la situation jusqu'en 1986 est donnée par les courbes en annexe, figure 1 pour le groupe entier, figure 2 pour le sous-groupe I, comparée à la mortalité standard par cancers de la population française et de la mortalité standard par cancers du groupe CEA.

VI Évaluation du risque cancérigène

Nous donnons ci-dessous le risque le plus probable (rapport du risque réel au risque naturel attendu) pour la mortalité par cancers (tous sites confondus) :

pour le groupe dans son ensemble	2,55
pour le sous-groupe I	3,31
pour le sous-groupe II	2,66
pour le sous-groupe III	1,49

Pour le groupe dans son ensemble et les sous-groupes I et II le risque est statistiquement significatif avec un taux de confiance de 95 %. Pour le groupe III il n'est significatif qu'avec un taux de confiance voisin de 75 %.

(Voir les détails dans le rapport de mars 1986).

VII Suite de l'étude

1) Nous donnons ici les données de mortalité jusqu'au 31 décembre 1988.

	Nbre de personnes	décès par toutes causes	décès toutes maladies hors cancers	décès par cancers	décès par causes non identifiées
Groupe entier	121	32	4	19	4
sous-groupe I	40	11	0	9	1
sous-groupe II	42	15	3	7	1
sous-groupe III	39	6	1	3	2

Le rapport (décès par cancers / décès par toute autre maladie) a notablement augmenté entre 1985 et 1988, l'évolution est représentée figure 3 pour le groupe entier.

2) Depuis la rédaction de notre rapport en mars 1986, une liste plus exhaustive des travailleurs de la Technologie a été établie d'une façon plus officielle. Malheureusement cette liste ne comprend pas de division en sous-groupes homogènes.

3) Comparaison des données entre les deux listes : notre étude (P.B.) et la liste CEA. L'examen des deux listes fait apparaître des différences entre l'âge moyen des agents et les dates d'embauche comme l'indique le tableau suivant :

Moyenne	Liste CEA dans sa totalité	Liste P. B.	Liste complémentaire (CEA - P. B.)*
- de l'année de naissance	1927,6	1924,9	1931,4
- de l'année d'embauche	1956,7	1955,1	1959,4

* Agents de la liste CEA ne figurant pas dans la cohorte P. B.

On voit que l'extension de la liste CEA porte essentiellement sur des agents plus jeunes et

embauchés plus tard.

La collecte des données P. B. indique 1925,5 comme moyenne pour les dates de naissance et 1955,6 comme moyenne pour les dates d'embauche. L'erreur commise dans notre analyse est donc de l'ordre de 0,5 an. Son effet sur les résultats est extrêmement faible.

Le bilan de la mortalité de la cohorte des 121 travailleurs de la Technologie de sexe masculin est donné dans les deux tableaux suivants, "Etat au 31/12/1985" qui correspond au Rapport de mars 1985 et "Etat au 1/1/1989" qui correspondait à la réactualisation de l'étude à cette date. Nous donnons entre parenthèses les valeurs obtenues à partir de la liste CEA. On peut constater que les écarts entre les deux séries de valeurs sont marginaux. Ceci démontre la fiabilité de la méthodologie qui a été utilisée pour la collecte des données dans notre étude, basée entre autres sur la mémoire collective.

Cohorte de 121 travailleurs de la Technologie (sexe M) du CEN-Saclay
ayant travaillé sur uranium.
État de la mortalité au 31 déc. 1985

	Nombre de personnes	Morts toutes causes	Morts par causes extérieures	Morts par maladies hors cancers	Morts par cancers	Morts de causes non identifiées
groupe entier	121	23 (25)	4 (4)	4 (5)	12 (13)	3 (3)
sous-groupe I	40	7 (7)	0 (0)	0 (0)	6 (6)	1 (1)
sous-groupe II	42	11 (11)	4 (4)	3 (3)	4 (4)	0 (0)
sous-groupe III	39	5 (7)	0 (0)	1 (2)	2 (3)	2 (2)

Cohorte de 121 travailleurs de la Technologie (sexe M) du CEN-Saclay
ayant travaillé sur uranium.
État de la mortalité au 1er janvier 1989

	Nombre de personnes	Morts toutes causes	Morts par causes extérieures	Morts par maladies hors cancers	Morts par cancers	Morts de causes non identifiées
groupe entier	121	32 (35)	5 (6)	4 (5)	19 (20)	4 (4)
sous-groupe I	40	11 (12)	1 (1)	0 (0)	9 (10)	1 (1)
sous-groupe II	42	15 (15)	4 (5)	3 (3)	7 (6)	1 (1)
sous-groupe III	39	6 (8)	0 (0)	1 (2)	3 (4)	2 (2)

Nota : le décès post-opératoire a été classé en décès par cause extérieure.
Voir les courbes pour le groupe entier et le sous-groupe I.

4) Etat de la situation au 1er janvier 1991 d'après la liste CEA.

La liste "élargie" du CEA comporte 244 noms dont le statut vivant/mort a été établi jusqu'au 1er janvier 1991. Nous nous sommes servis de cette liste pour déterminer, d'une part, le bilan de mortalité selon les différentes causes de morts de la cohorte des 121 agents de sexe masculin (cohorte P. B.) et d'autre part nous avons classé les morts de la cohorte "élargie" selon les mêmes critères.

Les résultats sont donnés dans les 2 tableaux suivants :

**Cohorte de 121 travailleurs de la Technologie (sexe M du CEN-Saclay
ayant travaillé sur uranium
Etat de la mortalité au 1er janvier 1991, d'après la liste CEA)**

	Nombre de personnes	Morts toutes causes	Morts par causes extérieures	Morts par maladies hors cancers	Morts par cancers	Morts de causes non identifiées
groupe entier	121	37	7	5	21	4
sous-groupe I	40	12	1	0	10	1
sous-groupe II	42	16	5	3	7	1
sous-groupe III	39	9	1	2	4	2

Mortalité pour la cohorte "élargie" (d'après la liste CEA)

La liste comprend 244 noms. Les agents sont identifiés par leur prénom.

Femmes : 23

Non identifiés : 8

Hommes : 213. Pour 2 d'entre eux on ignore s'ils sont vivants ou morts. On les considérera comme vivants. La cohorte comprend donc 213 hommes.

Nombre de personnes	Morts toutes causes	Morts par causes extérieures	Morts par maladies hors cancers	Morts par cancers	Morts de causes non identifiées
213	42	7	6	24	5

5) Excès du nombre de décès par cancers.

En adoptant pour la cohorte initiale de 121 personnes le risque le plus probable déterminé par notre étude de 1985 ainsi que la mortalité déduite de la liste CEA, nous pouvons estimer l'excès de décès par cancers.

	Risque	nombre de décès par cancers	nombre de cancers en excès	p
groupe entier	2,55	21	13	61 %
sous-groupe I	3,31	10	7	70 %
sous-groupe II	2,66	7	4	62 %
sous-groupe III	1,49	4	1	33 %

Dans la dernière colonne figure la probabilité p pour qu'un décès par cancer observé dans un groupe donné soit d'origine professionnelle.

REMARQUES SUR LA NATURE DES CANCERS

I Répartition des cancers suivant les sites

La liste du CEA permet de spécifier la localisation des cancers pour 14 personnes (sur 21) décédées de cancer dans la cohorte des 121 agents étudiés. L'état au 1er janvier 1991 identifie le nombre de cancers selon les sites :

cancer des os	5
cancer du poumon	1
cancer de l'intestin	3
cancer de la prostate	1
cancer de la langue	1
cancer de la gorge	1
cancer de la mâchoire	1 (est-ce un cancer des os ?)
cancer du cerveau	1
sites non identifiés	7
TOTAL	21

Remarque: les 5 cancers des os se situent dans les sous-groupes I et II, c'est-à-dire les deux groupes les plus exposés au risque uranium.

II Répartition "normale" des décès par cancers pour les divers organes

D'après les tables de l'INSERM de 1988 les rapports des décès par cancers sur un organe particulier au nombre total de décès par cancers sont, pour les tranches d'âge qui nous intéressent :

pour les poumons,		0,25
sensiblement		0,01
pour les os	„	0,02
pour l'encéphale	„	0,02
pour la leucémie	„	0,07
pour les intestins	„	

1) Les décès par cancers des os représentent 24 % de la totalité des décès par cancers dans la cohorte étudiée. Ceci est le signe d'une très forte anomalie car dans la population nationale ils ne dépassent pas 1 % de l'ensemble des cancers.

Il ne peut s'agir là d'un effet de tirage statistique. En utilisant la fréquence naturelle des cancers des os rapportée à la fréquence naturelle de l'ensemble des cancers on trouve :

- la probabilité d'avoir 2 cancers des os ou plus est de 0,02 (soit une chance sur 50)
- la probabilité d'avoir 5 cancers des os ou plus, est $1,8 \cdot 10^{-6}$ (soit une chance sur 550 000).

Le taux élevé des cancers des os ne peut s'expliquer par un effet statistique. Ce type de cancer fait partie du Tableau n°6 du code de la Sécurité Sociale pour les cancers professionnels liés au rayonnement.

2) Les cancers de l'intestin.

Dans notre cohorte, d'après la liste CEA, il y a 3 cancers de l'intestin pour un total de 21 cancers tous sites confondus. Le rapport est donc égal à 0,14. Pour une population normale ce rapport serait voisin de 0,07.

- la probabilité d'avoir 3 cancers de l'intestin ou plus est de 0,18
- la probabilité d'avoir 4 cancers de l'intestin ou plus est de 0,06
- la probabilité d'avoir 5 cancers de l'intestin ou plus est de 0,013.

Il pourrait y avoir un excès significatif des décès par cancers de l'intestin si, parmi les 7 cancers dont les sites n'ont pas été identifiés, il se trouvait 2 cancers de l'intestin (ou plus).

Il est important d'identifier avec précision les sites de tous les cancers observés

**Liste des courbes d'évolution de la mortalité par cancer
du groupe des 121 travailleurs sur uranium de Saclay**

Comparaison avec la mortalité standard par cancer de la population française et avec la mortalité standard par cancer du groupe CEA

Etat au 31 décembre 1985.

- Mortalité par cancer pour l'ensemble du groupe.
- Mortalité par cancer pour le sous-groupe I.

Etat au 1^{er} janvier 1989.

- Mortalité par cancer pour l'ensemble du groupe
- Mortalité par cancer pour le sous-groupe I.

Etude de Mortalité par Cancer

DTM - Saclay

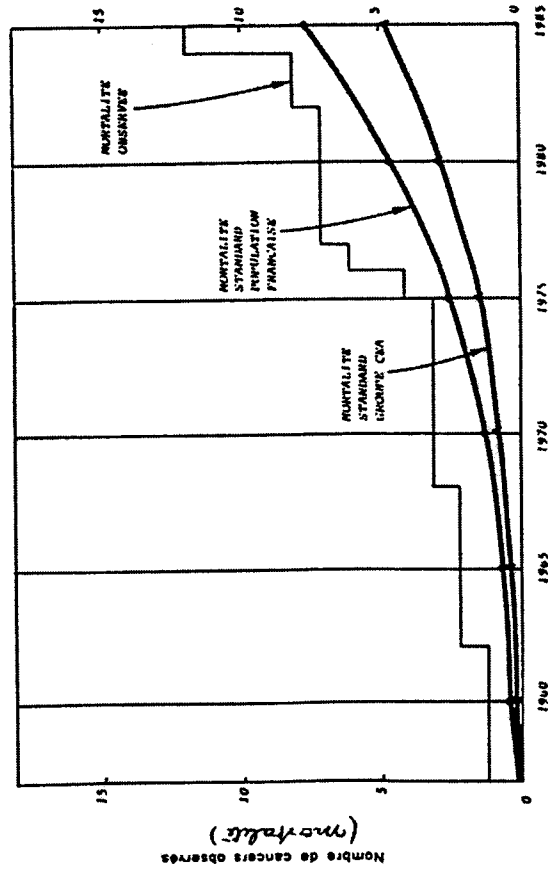


Figure 1 - MORTALITE PAR CANCERS POUR L'ENSEMBLE DU GROUPE

CFDT-Saclay-Mars 1992

Etude de Mortalité par Cancer

DTM - Saclay

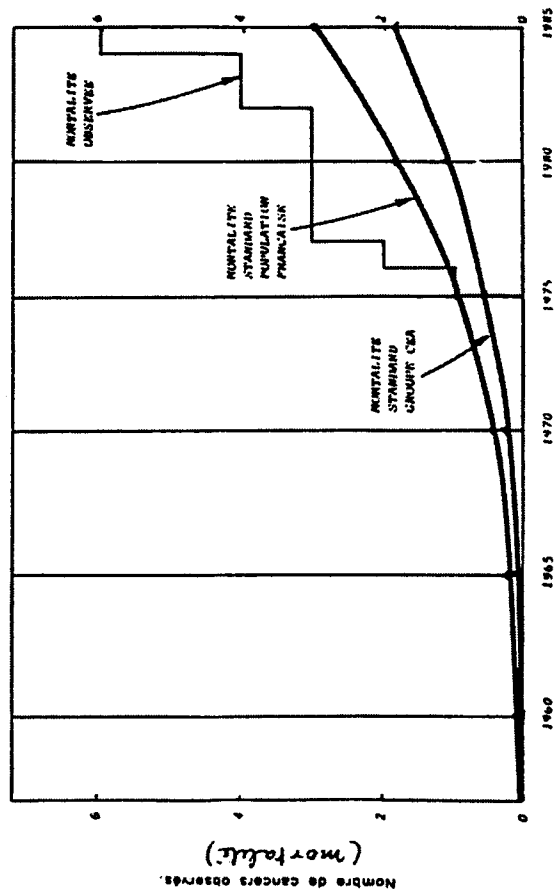


Figure 2 - MORTALITE PAR CANCERS POUR LE SOUB-UNIQUE 1

CFDT-Saclay-Mars 1992

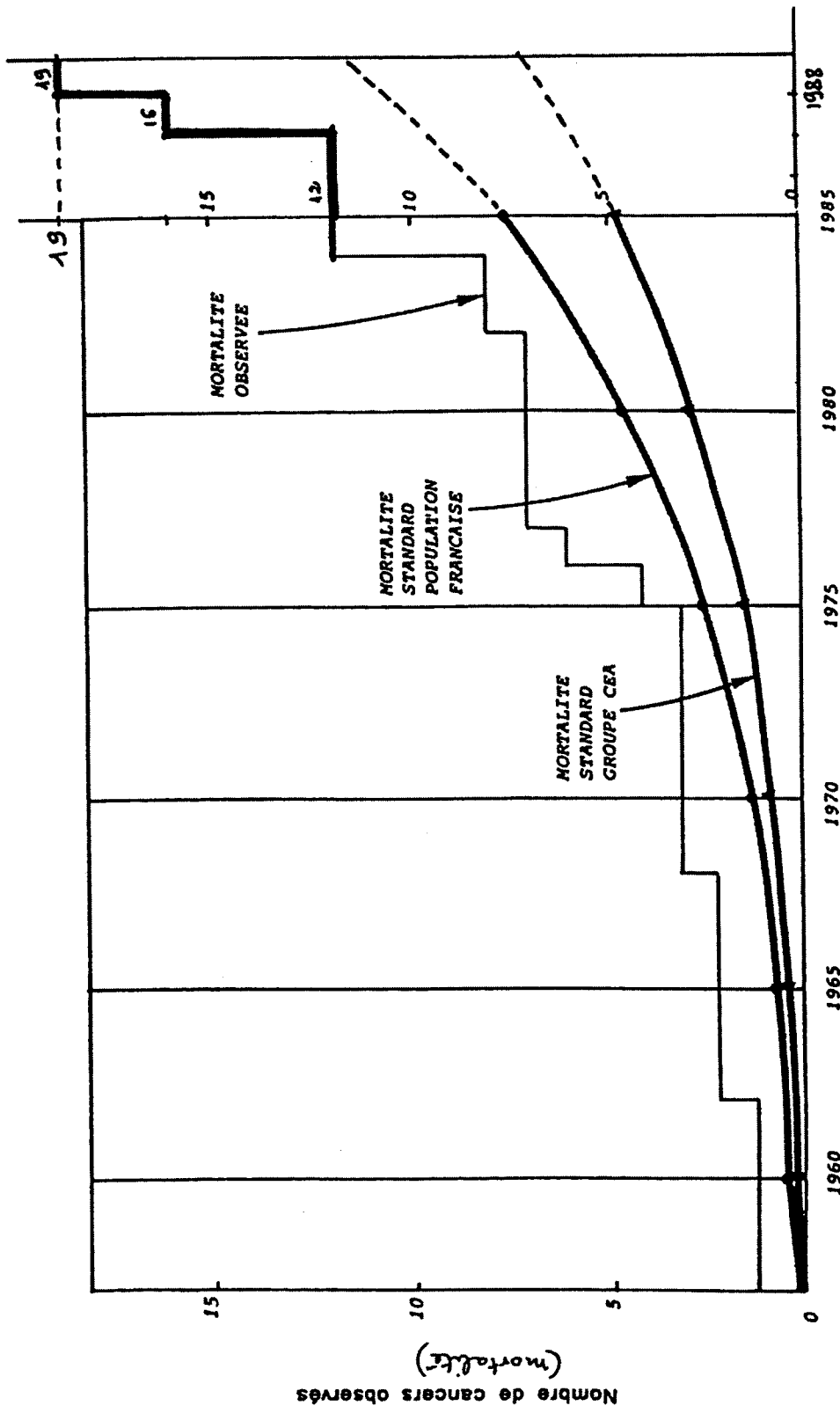


Figure 1 - MORTALITE PAR CANCERS POUR L'ENSEMBLE DU GROUPE

Etude de Mortalité par Cancer

DTM - Saclay

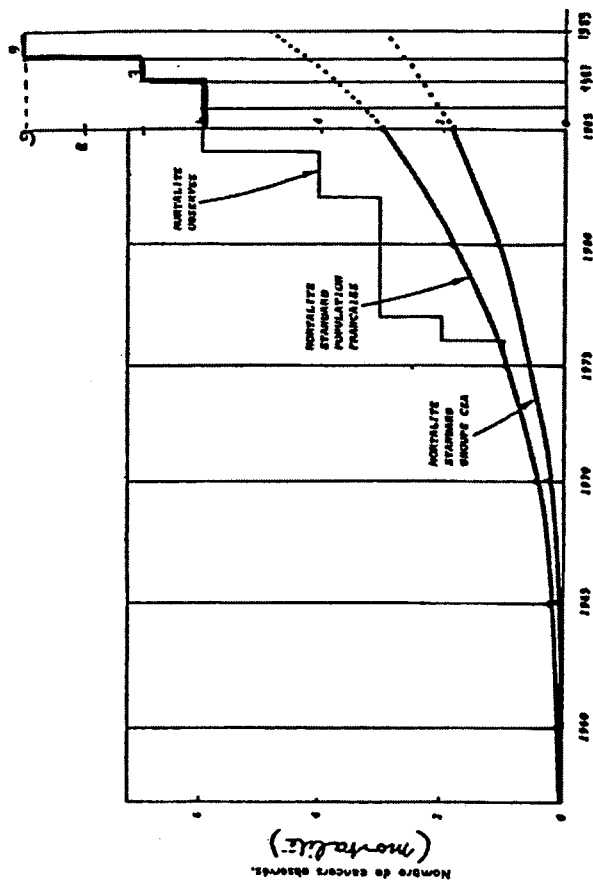


Figure 2 - MORTALITE PAR CANCERS POUR LE SOUS-GROUPE 1

CFDT-Saclay-Mars 1992