



This article appeared in a journal published by Elsevier. The attached copy is furnished to the author for internal non-commercial research and education use, including for instruction at the authors institution and sharing with colleagues.

Other uses, including reproduction and distribution, or selling or licensing copies, or posting to personal, institutional or third party websites are prohibited.

In most cases authors are permitted to post their version of the article (e.g. in Word or Tex form) to their personal website or institutional repository. Authors requiring further information regarding Elsevier's archiving and manuscript policies are encouraged to visit:

<http://www.elsevier.com/copyright>



ELSEVIER
MASSON

Disponible en ligne sur
 ScienceDirect
 www.sciencedirect.com

Elsevier Masson France

 www.em-consulte.com

Revue d'Épidémiologie
 et de Santé Publique
 Epidemiology and Public Health

Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique 59 (2011) 187–196

Article original

Étude de mortalité des vétérans ayant bénéficié d'une surveillance dosimétrique lors des essais nucléaires français dans le Pacifique

Mortality study among veterans with dosimeter monitoring during the French nuclear tests in the Pacific

G. Pédrono, H. Pachol, C. Ségala*

SEPIA-santé, 31, rue de Pontivy, 56150 Baud, France

Reçu le 23 mars 2010 ; accepté le 21 janvier 2011

Disponible sur Internet le 4 mai 2011

Abstract

Background. – A mortality study was carried out in a cohort of veterans present on the sites of the French nuclear experiments center in the Pacific (CEP) from 1966 to 1996, and for whom external dosimeter monitoring recordings were available.

Methods. – The cohort included 32,550 veterans having had at least one dosimetry recording. Current vital status was collected from the National Register of Identification of Physical People and causes of death data from the national causes of death database. Total mortality and mortality by cause were compared with mortality of the French population using standardized mortality ratios (SMR). To test the effect of a dosimeter recording higher than the threshold (0.2 mSv), i.e., no null dosimetry, the mortality of veterans was compared inside the cohort, using standardized ratios and Poisson regression models.

Results. – The mortality analysis was performed among 26,524 men, of whom 8% had had at least one non-null dosimeter. Five thousand four hundred and ninety-two (21%) veterans died before December 31, 2008 and causes were available for nearly 97% of these deaths. Comparing the mortality between the cohort and the French population highlighted a deficit of mortality, for all causes, by cancer and for radiation-induced pathologies; these results were related to the “healthy worker effect”. The data showed that all causes mortality and cancer mortality of the cohort of veterans with no null dosimeter were not different from those of other veterans, but also showed an excess of hematological malignancies in this sub-population: this excess was significant in the regression model (RR = 1.82; CI 95% [1.6–2.0]).

Conclusion. – Among veterans with an external dosimeter monitoring recording, presence on the sites of CEP from 1966 to 1996 does not constitute a factor of increased mortality compared with the national population. However, an increased risk was observed for mortality by hematological malignancies among veterans with no null dosimetry. This result is in line with studies on veterans present during nuclear experiments abroad.

© 2011 Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

Keywords: Mortality; Nuclear tests; Veterans; Ionizing radiation; Cancer; Haematological malignancy

Résumé

Position du problème. – Une étude de mortalité a été réalisée dans une cohorte de vétérans présents sur les sites du centre français d'expérimentations nucléaires du Pacifique (CEP) entre 1966 et 1996, et ayant bénéficié d'une surveillance dosimétrique externe.

Méthodes. – La cohorte était composée de 32 550 vétérans pour lesquels au moins un résultat de dosimétrie est connu. Le statut vital a été recueilli auprès du registre national d'identification des personnes physiques et les causes de décès ont été obtenues auprès du fichier national des causes de décès. La mortalité totale et par cause a été comparée à la mortalité de la population française à l'aide de ratios de mortalité standardisés (SMR). Pour tester l'effet d'une dosimétrie non nulle (supérieure au seuil de détection de 0,2 mSv), la mortalité des vétérans a été comparée au sein de la cohorte à l'aide de ratios standardisés et de modèles de régression de Poisson.

Résultats. – L'analyse de mortalité a été conduite chez les 26 524 vétérans hommes uniquement, la dosimétrie était non nulle pour 8 % d'entre eux ; 5492 vétérans sont décédés avant le 31 décembre 2008, 97 % des causes étant disponibles. La comparaison de la mortalité de la cohorte à celle

* Auteur correspondant.

Adresse e-mail : csegala_sepia@orange.fr (C. Ségala).

de la population française souligne un déficit de mortalité toutes causes, par cancer et pour des pathologies potentiellement liées aux radiations ; ces résultats sont liés au biais du « travailleur sain ». Si la mortalité toutes causes et par cancer des vétérans avec dosimétrie non nulle n'est pas différente de celle des autres vétérans, un excès d'hémopathies malignes est observé dans cette sous-population ; cet excès est significatif après modélisation (RR = 1,82 ; IC 95 % [1,6–2,0]).

Conclusion. – Chez ces vétérans ayant bénéficié d'une surveillance dosimétrique externe, la présence sur les sites du CEP ne constitue pas un facteur d'augmentation de la mortalité par rapport à la population nationale. Cependant, un risque augmenté de mortalité par hémopathies malignes est observé chez les vétérans avec dosimétrie non nulle. Ce résultat est également observé dans les études portant sur des vétérans présents lors d'expérimentations nucléaires dans d'autres pays.

© 2011 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

Mots clés : Mortalité ; Essais nucléaires ; Vétérans ; Rayonnements ionisants ; Cancer ; Hémopathie maligne

1. Introduction

La France a réalisé 193 essais nucléaires sur les atolls de Mururoa et Fangataufa situés dans le Pacifique : 41 essais atmosphériques de 1966 à 1974, puis 137 essais souterrains de 1975 à 1996. À l'issue de l'ultime campagne d'essais, la France a procédé au démantèlement des sites et a ratifié en 1998 le Traité d'interdiction complète des essais nucléaires [1]. Environ 100 000 personnes, personnel militaire et civil, ont été présentes entre 1966 et 1996 sur les sites du centre d'expérimentations nucléaires (CEP) dans le Pacifique.

Les conséquences de l'exposition aux rayonnements ionisants parmi les personnels en poste lors des expérimentations nucléaires ont été étudiées depuis plusieurs années chez les vétérans américains [2,3] et chez ceux du Commonwealth [4–8]. Aucun travail analogue n'avait jusqu'à présent été effectué en France. L'Observatoire de la santé des vétérans (OSV), épaulé par son conseil scientifique, a planifié la réalisation d'une étude de mortalité sur les anciens personnels civils et militaires (vétérans) relevant du ministère de la Défense français.

Ce projet, initié en 2007, consiste en une étude de cohorte rétrospective visant à analyser la mortalité totale et par cause de décès. L'objectif principal est d'évaluer l'éventuelle surmortalité, en particulier par cancer, liée à la présence sur les sites du CEP entre 1966 et 1996 des seuls personnels ayant bénéficié d'une surveillance dosimétrique externe. L'objectif secondaire est de comparer la mortalité entre deux catégories de vétérans : ceux pour lesquels il existe au moins une mesure de dosimétrie non nulle (c'est-à-dire supérieure au seuil de détection de 0,2 mSv) et ceux pour lesquels toutes les dosimétries sont nulles.

2. Matériel et méthodes

2.1. Populations et décès observés

Les critères d'inclusion dans la cohorte étaient les suivants : avoir été un personnel civil ou militaire relevant du ministère de la Défense présent sur les sites d'expérimentations nucléaires français du Pacifique entre 1966 et 1996 ; avoir été surveillé par dosimétrie externe et avoir au moins un résultat de dosimètre enregistré. Les informations individuelles disponibles pour ces vétérans étaient les suivantes : le numéro d'ordre, le nom, le

prénom, le numéro d'inscription au répertoire de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) (NIR tronqué à dix chiffres), le sexe, l'appartenance (marine nationale, armée de terre, armée de l'air, services de santé et personnel civil défense), la date de première dosimétrie, la date de dernière dosimétrie, le nombre total de dosimétries effectuées, le nombre de dosimétries non nulles.

La stratégie de distribution des dosimètres a fortement varié au cours du temps. En effet, entre 1966 et 1968, tous les personnels recevaient un dosimètre mensuel quels que soient leur activité professionnelle, leur fonction, la durée de leur séjour ou leur lieu de travail. À partir de 1969, les dosimètres mensuels étaient attribués aux vétérans selon des critères de risque d'exposition associés aux différentes activités professionnelles [1]. Les fichiers transmis par le département de suivi des centres d'expérimentations nucléaires de la Délégation générale pour l'armement ont permis d'inclure 32 550 vétérans pour lesquels au moins une dosimétrie a été effectuée et dont le résultat est connu. La date d'entrée d'un vétéran dans la cohorte correspond à la date de première dosimétrie.

Deux sous-populations ont été distinguées : les vétérans pour lesquels toutes les dosimétries se sont avérées nulles, c'est-à-dire inférieures au seuil de détection de 0,2 mSv (dosimétrie nulle) et les vétérans pour lesquels au moins une des dosimétries s'est révélée non nulle.

Tous les décès survenus entre 1966 et 2008 et identifiés par le Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) de l'Insee ont été considérés.

2.2. Causes de décès

Les causes principales de décès ont été obtenues auprès du fichier national des causes de décès géré par le centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc) de l'Institut national de la santé et de la recherche médicale (Inserm). Trois révisions de la classification internationale des maladies (CIM) ont dû être utilisées (CIM 8, CIM 9 et CIM 10). Les décès ont été classés selon les 65 grandes causes selon les critères de l'Eurostat permettant d'harmoniser ces trois classifications (<http://ec.europa.eu>). D'autres catégories de causes potentiellement radio-induites ont également été sélectionnées sur la base de la littérature [9,10].

Au final, les catégories retenues sont la mortalité toutes causes (codes CIM 9 : 1–999) ; maladies infectieuses et parasitaires

(001–139), tumeurs (140–239), tumeurs malignes (140–208) ; tumeurs de l'œsophage (150), tumeurs de l'estomac (151), tumeurs du côlon (153), tumeurs du rectum et de l'anus (154), tumeurs du foie et voies biliaires intrahépatiques (155), tumeurs du pancréas (157), tumeurs du larynx, de la trachée, des bronches et du poumon (161–162), mésothéliomes et aux cancers de la plèvre (163), mélanomes malins de la peau (172), tumeurs de la prostate (185), tumeurs du rein (189), tumeurs de la vessie (188), tumeurs de la lèvre de la cavité buccale et du pharynx (140–149), tumeurs du sein (174–175), cancers de la thyroïde (193), cancers du système nerveux central (191), cancers des os (170), tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques (200–208), leucémies hors leucémies lymphoïdes chroniques (LLC) (205–208), myélomes multiples (203), lymphomes non hodgkiniens (202), maladies du sang et des organes hématopoïétiques (279–289), maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques (240–278), troubles mentaux et du comportement (290–319), maladies du système nerveux et des organes des sens (320–389), maladies de l'appareil circulatoire (390–459), maladies de l'appareil respiratoire (460–519), maladies de l'appareil digestif (520–579), maladies de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané (680–709), maladies du système ostéoarticulaire (710–739), maladies de l'appareil génito-urinaire (580–629), symptômes et états morbides mal définis (780–799), causes externes (800–999).

2.3. Taux de mortalité de la population française

Pour chaque année de 1966 à 2008 les nombres de décès par cause et par classe d'âge pour la France métropolitaine ont été extraits des sites de l'Institut national d'études démographiques (Ined) (1966 à 1978) et d'Eco-Santé (1979 à 2008), ou obtenus auprès du CépiDc pour les causes indisponibles sur ces sites. Les effectifs ont été regroupés par périodes calendaires de cinq ans, des 15–19 ans aux plus de 85 ans. Les effectifs de population pour les années 1966 à 2008 nécessaires au calcul des taux ont été obtenus à partir des données démographiques de l'Insee.

2.4. Analyse statistique

2.4.1. Comparaison de la mortalité à la population française

La mortalité des vétérans a été comparée à celle de la population française pour la seule population masculine. La méthode de comparaison requiert, dans un premier temps, le calcul du nombre de personnes-années (PA). Pour chaque vétéran homme de la cohorte, le nombre de PA correspond au temps d'observation dans la cohorte, à savoir le temps écoulé entre la date d'entrée et, soit la date de décès, soit la date de fin de suivi (31 décembre 2008). Le nombre de PA à risque a été calculé pour chaque classe d'âge et période calendaire. Dans un second temps, un nombre de décès attendu a été calculé. Il correspond au nombre de décès que l'on s'attendrait à constater si la mortalité de la cohorte étudiée était fidèle à celle de la population française après standardisation sur l'âge et la période. Ce nombre de décès attendu s'obtient en multipliant

les PA à risque et les taux de mortalité nationaux. Le nombre de décès observé (O) est ensuite comparé au nombre attendu (A). L'excès ou le déficit de mortalité est exprimé dans le rapport de mortalité standardisé (SMR = O/A). Le test de signification utilisé est celui de Breslow et Day [11]. L'intervalle de confiance est calculé selon l'approximation de Rothman et Boice [11,12]. Enfin, la correction de Bonferroni a été appliquée pour tenir compte de la multiplicité des tests.

2.4.2. Comparaisons à l'intérieur de la cohorte

Pour tester l'effet d'une dosimétrie non nulle sur la mortalité, deux méthodes d'analyse des données ont été employées.

Dans un premier temps, les SMR calculés dans les deux sous-populations de vétérans, ceux ayant eu au moins une dosimétrie non nulle (D+) et ceux ayant une dosimétrie nulle (D-), ont été comparés. Pour calculer le ratio ψ de ces SMR, on fait l'hypothèse que le nombre de décès observé dans chaque sous-population suit une loi de Poisson et la formule suivante est appliquée : $\psi = O_{D-} \times A_{D+} / (O_{D+} \times A_{D-})$. Ces ratios s'interprètent comme un risque relatif (RR) de survenue de décès dans la sous-population exposée par rapport à la sous-population non-exposée. Les intervalles de confiance sont estimés à l'aide d'une formule dépendant du nombre de décès observés dans chaque sous-population et du percentile de la loi de Fisher [11]. La correction de Bonferroni a été appliquée pour tenir compte de la multiplicité des tests.

Dans un second temps, une régression de Poisson [11] permettant de mesurer la relation entre la mortalité et une dosimétrie non nulle, en ajustant sur différents facteurs de confusion, a été réalisée. Le nombre de décès d recensés dans la strate âge-période-exposition est supposé prendre les valeurs $x = 0, 1, 2, \dots$ avec une probabilité $p(d = x) = \exp(-\lambda n) (\lambda n)^x / x!$ où λ représente le taux de mortalité et n les PA. Les nombres de décès survenant dans chaque strate sont supposés indépendants les uns des autres. Le modèle de Poisson peut alors s'écrire : $\log E(d_{jk}) = \log(n_{jk}) + \alpha_j + x_{jk} \beta$ où j représente les strates et k l'exposition, α et β les paramètres à estimer. Le nombre de PA n_{jk} est introduit dans le modèle en tant que variable *offset* après transformation logarithmique.

Les variables d'ajustement utilisées pour la modélisation sont les variables individuelles disponibles telles que l'âge, la période, l'appartenance et la région de naissance. L'âge et la période ont été découpés en périodes quinquennales. La variable dosimétrie a été forcée dans le modèle quel que soit son degré de signification. La stratégie de sélection des variables explicatives a été effectuée selon une procédure pas-à-pas descendante. Les résultats du modèle de Poisson peuvent s'exprimer en termes de RR. La sur-dispersion a été testée par l'analyse de la déviance.

L'ensemble des analyses a été réalisé avec le logiciel SAS version 9,1 et le seuil de significativité des tests statistiques a été fixé à 5 %.

Le protocole de cette étude a reçu l'approbation du comité consultatif du traitement de l'information en matière de recherche dans le domaine de la santé (CCTIRS) et du comité national de l'informatique et des libertés (CNIL).

3. Résultats

3.1. Description de la cohorte

Après consolidation du fichier transmis, 26 625 vétérans disposaient des informations nécessaires à l'étude de mortalité, parmi lesquels 101 femmes. Compte tenu de ce nombre très limité de femmes, l'analyse de mortalité a été conduite chez les vétérans hommes uniquement, soit un effectif de 26 524, ce qui correspond à 988 051 PA. Les caractéristiques de la cohorte sont décrites dans le [Tableau 1](#).

Le délai médian de suivi de la cohorte est de 40 ans (délai moyen de 37 ans). L'âge moyen des vétérans hommes encore vivants au 31 décembre 2008 est de 64 ans. La plupart des vétérans de la cohorte ont été inclus entre les années 1966 et 1967, période correspondant au début des expérimentations nucléaires dans le Pacifique.

Il existe une hétérogénéité de la répartition des régions de naissance avec des régions surreprésentées comme la Bretagne (19 %) et des régions sous-représentées comme le Limousin, l'Auvergne, la Franche-Comté ou la Corse avec moins de 2 % des vétérans.

La grande majorité des vétérans (68 %) appartient à la marine nationale, viennent ensuite l'armée de terre (15 %) et l'armée de l'air (12 %). Les personnels civils défense et ceux des services de santé représentent chacun moins de 2 % des vétérans de la cohorte.

Tableau 1
Description des vétérans hommes de la cohorte.

	<i>n</i> (%)
<i>Statut vital</i>	
Vivant au 31/12/2008	21 032 (79)
Décédé avant 2008	5492 (21)
<i>Appartenance</i>	
Armée de Terre	4060 (15)
Marine nationale	18 048 (68)
Armée de l'air	3210 (12)
Civil	531 (2)
Santé	675 (3)
<i>Âge au 31/12/2008^a</i>	
Moyenne (écart-type)	64 (7)
Médiane [Q1–Q3]	63 [61–67]
<i>Région de naissance</i>	
Bretagne	5164 (19)
Île-de-France	3277 (12)
Nord-Pas-de-Calais	1467 (6)
Rhône-Alpes	1380 (5)
Lorraine	1369 (5)
Provence-Alpes-Côte-d'Azur	1358 (5)
Aquitaine	1296 (5)
Pays de Loire	1261 (5)
Autres régions	8072 (30)
DOM-TOM	600 (2)
Étranger	1280 (5)
<i>Dosimétrie</i>	
Nulle	24 394 (92)
Non nulle	2130 (8)

^a Pour les vétérans en vie.

Environ 90 % des dosimètres distribués ont été attribués aux personnels de la marine nationale, de l'armée de terre et de l'armée de l'air. Mais ce sont les vétérans des services de santé qui ont porté le plus de dosimètres. Néanmoins, ceux-ci étaient la plupart du temps attribués dans le cadre d'activités de radiologie médicale [1]. Au final, une dosimétrie non nulle a été rapportée pour 8 % des vétérans de la cohorte. Cette proportion de dosimétrie non nulle est la plus importante parmi les vétérans des services de santé (36 %). Elle est de 16 % pour les vétérans de l'armée de l'air. Pour les autres appartenances, cette proportion varie entre 5 et 10 %.

3.2. Description des décès observés

Au total, 5492 décès ont été recensés entre 1966 et 2008 (soit 20,7 % des vétérans). Parmi eux, 387 (7 %) ont une dosimétrie non nulle et 5105 (93 %) ont une dosimétrie nulle.

Parmi les 5492 décès survenus chez les hommes de la cohorte, 5316 causes de décès sont disponibles, soit un pourcentage de causes manquantes de 3,2 %.

3.3. Comparaison à la population française

Le [Tableau 2](#) présente les ratios de mortalité standardisés (SMR) calculés pour les vétérans de la cohorte par rapport à la population française. Pour la plupart des causes de décès étudiées, y compris la mortalité toutes causes, la mortalité des vétérans est significativement inférieure à celle de la population française. Pour le mésothéliome, un excès de mortalité significatif de 69 % chez les vétérans par rapport à la population française est mis en évidence. Pour le cancer de la thyroïde et le mélanome, les SMR sont respectivement égaux à 1,40 pour sept cas observés et 1,03 pour 24 cas observés (non significatifs). Lorsqu'on prend en compte la multiplicité des tests en utilisant la correction de Bonferroni, si la mortalité toutes causes (IC 95 % : 0,79–0,86), la mortalité tous cancers (IC 95 % : 0,86–0,98) et d'autres mortalités spécifiques restent significativement inférieures à celles de la population française, l'excès de mésothéliomes (IC 95 % : 0,89–2,97) et certains déficits (tumeurs du rectum et de l'anus ; tumeurs du foie et des voies biliaires intrahépatiques ; tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques ; maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques ; troubles mentaux et du comportement ; maladies du système nerveux et des organes des sens) ne sont plus significatifs.

3.4. Comparaison à l'intérieur de la cohorte

Le [Tableau 3](#) présente les RR de décès des vétérans selon les résultats de dosimétrie. Pour la mortalité toutes causes, par tumeur, pour les tumeurs de la lèvre, de la cavité buccale et du pharynx, le risque de décès des vétérans avec dosimétrie non nulle est significativement inférieur à celui des autres vétérans, mais lorsqu'on prend en compte la multiplicité des tests en utilisant la correction de Bonferroni, aucun de ces RR n'est significatif (IC 95 % respectifs : 0,75–1,07 ; 0,64–1,10 ; 0,04–1,17). Aucun autre RR n'atteint le seuil de signification.

Tableau 2
Comparaison de la mortalité des vétérans à la mortalité attendue par causes de décès.

Causes de décès	Nombre de décès observés	Nombre de décès attendus	Standardized mortality ratios	IC 95 %
<i>Toutes causes</i>	5477	6630	0,83	0,80–0,85
<i>Maladies infectieuses et parasitaires</i>	76	130	0,58	0,46–0,73
<i>Tumeurs</i>	2321	2528	0,92	0,88–0,96
Tumeurs malignes	2261	2464	0,92	0,88–0,96
Tumeurs de l'œsophage	123	138	0,89	0,74–1,06
Tumeurs de l'estomac	45	84	0,54	0,39–0,72
Tumeurs du côlon	119	134	0,89	0,74–1,06
Tumeurs du rectum et de l'anus	35	56	0,62	0,43–0,87
Tumeurs du foie et des voies biliaires intrahépatiques	107	141	0,76	0,62–0,92
Tumeurs du pancréas	94	105	0,90	0,72–1,10
Tumeurs du larynx, de la trachée, des bronches et du poumon	741	776	0,96	0,89–1,03
Tumeurs des bronches et du poumon	667	687	0,97	0,90–1,05
Tumeurs du larynx	74	89	0,84	0,66–1,05
Mésothéliomes + cancers de la plèvre	31	18	1,69	1,15–2,40
Mélanomes de la peau	24	23	1,03	0,66–1,53
Tumeurs de la prostate	99	109	0,91	0,74–1,11
Tumeurs du rein	50	51	0,97	0,72–1,28
Tumeurs de la vessie	64	69	0,93	0,72–1,19
Tumeurs de la lèvre, de la cavité buccale et du pharynx	183	188	0,97	0,84–1,12
Tumeurs du sein	3	4	0,69	0,14–2,02
Cancers de la thyroïde	7	5	1,40	0,56–2,89
Cancers du système nerveux central	56	58	0,97	0,74–1,26
Cancers des os	11	14	0,81	0,41–1,46
Tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques	123	159	0,77	0,64–0,92
Leucémies hors LLC	51	57	0,89	0,67–1,17
Myélomes multiples	21	23	0,91	0,56–1,39
Lymphomes non hodgkiniens	42	50	0,85	0,61–1,15
<i>Maladies du sang et des organes hématopoïétiques</i>	15	20	0,76	0,42–1,25
<i>Maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques</i>	92	126	0,73	0,59–0,89
<i>Troubles mentaux et du comportement</i>	117	155	0,75	0,62–0,90
<i>Maladies du système nerveux et des organes des sens</i>	114	149	0,77	0,63–0,92
<i>Maladies de l'appareil circulatoire</i>	1023	1349	0,76	0,71–0,81
<i>Maladies de l'appareil respiratoire</i>	158	264	0,60	0,51–0,70
<i>Maladies de l'appareil digestif</i>	329	458	0,72	0,64–0,80
<i>Maladies de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané</i>	4	6	0,67	0,18–1,72
<i>Maladies du système ostéoarticulaire</i>	11	18	0,62	0,31–1,10
<i>Maladies de l'appareil génito-urinaire</i>	21	50	0,42	0,26–0,65
<i>Symptômes et états morbides mal définis</i>	263	347	0,76	0,67–0,85
<i>Causes externes</i>	772	1008	0,77	0,71–0,82

Plusieurs RR sont supérieurs à un, mais non significatifs : celui des décès par maladies du sang et des organes hématopoïétiques (RR = 1,85), par maladies infectieuses et parasitaires (RR = 1,56), par maladies endocriniennes nutritionnelles et métaboliques (RR = 1,12) et par maladies de l'appareil circulatoire (RR = 1,01) et ceux de décès pour plusieurs tumeurs malignes : cancer des os (RR = 2,64), cancer du système nerveux central (RR = 1,14) et tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques (RR = 1,63). Parmi ces dernières, le RR des myélomes multiples est le plus élevé (RR = 2,71), puis viennent ceux des lymphomes non hodgkiniens (RR = 1,93) et des leucémies hors LLC (RR = 1,29).

Le Tableau 4 présente les RR toutes causes, tous cancers et pour les tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques obtenus par régression de Poisson après ajustement sur l'âge, la période, l'appartenance et la région de naissance. Dans ces trois modèles, les personnels de santé ont un risque significativement plus faible de décéder comparativement aux vétérans de la marine nationale, aux personnels civils et à l'armée de l'air. Il existe des disparités régionales significatives pour les trois causes de décès étudiées avec des risques plus importants dans l'Ouest et des risques plus faibles dans les Dom-Tom comparativement à la région parisienne.

Tableau 3

Comparaison des ratios de mortalité standardisés des vétérans selon les résultats de dosimétrie par causes de décès.

Causes de décès	Standardized mortality ratios dosimétrie nulle	Standardized mortality ratios dosimétrie non nulle	Risques relatifs	IC 95 %
<i>Toutes causes</i>	0,83	0,75	0,90	0,80–0,99
<i>Maladies infectieuses et parasitaires</i>	0,56	0,87	1,56	0,68–3,15
<i>Tumeurs</i>	0,93	0,79	0,85	0,72–1,00
Tumeurs malignes	0,93	0,79	0,86	0,72–1,01
Tumeurs de l'œsophage	0,92	0,55	0,60	0,21–1,33
Tumeurs de l'estomac	0,58	0,00	–	–
Tumeurs du côlon	0,92	0,57	0,62	0,22–1,39
Tumeurs du rectum et de l'anus	0,64	0,45	0,71	0,08–2,76
Tumeurs du foie et des voies biliaires intrahépatiques	0,76	0,71	0,92	0,39–1,89
Tumeurs du pancréas	0,92	0,60	0,65	0,21–1,57
Tumeurs du larynx, de la trachée, des bronches et du poumon	0,96	0,89	0,93	0,69–1,22
Tumeurs des bronches et du poumon	0,97	0,95	0,98	0,72–1,30
Tumeurs du larynx	0,87	0,43	0,49	0,10–1,49
Mésothéliomes + cancers de la plèvre	1,72	1,36	0,79	0,09–3,12
Mélanomes de la peau	1,07	0,54	0,51	0,01–3,13
Tumeurs de la prostate	0,92	0,72	0,77	0,28–1,75
Tumeurs du rein	0,97	0,98	1,01	0,26–2,76
Tumeurs de la vessie	0,93	0,92	0,99	0,31–2,44
Tumeurs de la lèvre, de la cavité buccale et du pharynx	1,03	0,34	0,33	0,10–0,78
Tumeurs du sein	0,75	0,00	–	–
Cancers de la thyroïde	1,52	0,00	–	–
Cancers du système nerveux central	0,96	1,10	1,14	0,36–2,84
Cancers des os	0,72	1,90	2,64	0,28–12,70
Tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques	0,74	1,20	1,63	0,88–2,82
Leucémies hors LLC	0,87	1,13	1,29	0,40–3,23
Myélomes multiples	0,80	2,16	2,71	0,66–8,32
Lymphomes non hodgkiniens	0,79	1,52	1,93	0,66–4,62
<i>Maladies du sang et des organes hématopoïétiques</i>	0,71	1,31	1,85	0,20–8,15
<i>Maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques</i>	0,72	0,81	1,12	0,47–2,31
<i>Troubles mentaux et du comportement</i>	0,79	0,33	0,42	0,11–1,10
<i>Maladies du système nerveux et des organes des sens</i>	0,78	0,52	0,66	0,24–1,49
<i>Maladies de l'appareil circulatoire</i>	0,76	0,77	1,01	0,80–1,28
<i>Maladies de l'appareil respiratoire</i>	0,61	0,45	0,73	0,33–1,42
<i>Maladies de l'appareil digestif</i>	0,72	0,70	0,97	0,62–1,45
<i>Maladies de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané</i>	0,73	–	–	–
<i>Maladies du système ostéoarticulaire</i>	0,67	–	–	–
<i>Maladies de l'appareil génito-urinaire</i>	0,46	–	–	–
<i>Symptômes et états morbides mal définis</i>	0,77	0,63	0,82	0,47–1,35
<i>Causes externes</i>	0,78	0,62	0,79	0,58–1,07

Pour les décès toutes causes et les décès par tumeur, le risque est significativement inférieur chez les vétérans avec dosimétrie non nulle par rapport à ceux dont la dosimétrie était nulle. En revanche, les vétérans avec dosimétrie non nulle ont un risque significatif de décéder par tumeur des tissus lymphatiques et hématopoïétiques 1,82 fois plus important que les autres vétérans.

4. Discussion

Pour l'ensemble des vétérans présents sur les sites du CEP ayant bénéficié d'une surveillance dosimétrique externe et

inclus dans la cohorte étudiée, la mortalité toutes causes et pour les grandes causes de mortalité, y compris les tumeurs malignes, est inférieure à celle de la population française. Un effet du travailleur sain ou « healthy worker effect » est ainsi mis en évidence. Cette cohorte qui inclut des militaires appelés ou de carrière et des personnels civils de la Défense, soit des personnes en bonne santé au moment de leur recrutement, s'apparente à une cohorte de travailleurs en bonne santé par rapport à l'ensemble de la population française. Le fait que la sous-mortalité toutes causes soit particulièrement importante pour les années antérieures et se rapproche de la mortalité de la population française pour les années récentes (résultats non

Tableau 4

Résultats des régressions de Poisson pour les décès toutes cause, par tumeurs et par tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques (n = 26 524).

Cause de décès	Variable	Risques relatifs	IC 95 %	Valeur de p
<i>Décès toutes causes (n = 5492)</i>	Appartenance			< 0,0001
	Armée de Terre	1,57	1,29–1,91	
	Marine nationale	1,69	1,40–2,05	
	Armée de l'air	1,26	1,03–1,54	
	Civil	1,63	1,32–2,02	
	Santé (référence)	1,00		
	Région de naissance			< 0,0001
	Ouest	1,21	1,15–1,29	
	Nord	1,27	1,18–1,11	
	Est	1,12	1,04–1,21	
	Centre	0,97	0,90–1,04	
	Rhône	1,00	0,90–1,09	
	Sud-Est	0,92	0,85–1,00	
	Sud-Ouest	0,97	0,91–1,05	
	DOM-TOM	0,66	0,58–0,76	
	Étranger	0,91	0,83–1,00	
	Paris (référence)	1,00		
	Dosimétrie (non nulle vs nulle)	0,90	0,84–0,96	0,0009
	<i>Décès par tumeurs (n = 2321)</i>	Appartenance		
Armée de Terre		1,44	1,12–1,84	
Marine nationale		1,73	1,36–2,22	
Armée de l'air		1,27	1,00–1,65	
Civil		1,36	1,04–1,78	
Santé (référence)		1,00		
Région de naissance				< 0,0001
Ouest		1,25	1,18–1,34	
Nord		1,13	1,05–1,22	
Est		1,10	1,01–1,20	
Centre		0,95	0,87–1,04	
Rhône		0,97	0,87–1,09	
Sud-Est		0,91	0,83–0,99	
Sud-Ouest		1,01	0,93–1,10	
DOM-TOM		0,49	0,41–0,58	
Étranger		0,82	0,73–0,92	
Paris (référence)		1,00		
Dosimétrie (non nulle vs nulle)		0,86	0,80–0,93	0,0001
<i>Décès par tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques (n = 123)</i>		Appartenance		
	Armée de Terre	1,17	0,82–1,68	
	Marine nationale	1,36	0,95–1,93	
	Armée de l'air	0,58	0,40–0,85	
	Civil	0,95	0,64–1,41	
	Santé (référence)	1,00		
	Région de naissance			< 0,0001
	Ouest	1,15	1,03–1,27	
	Nord	0,73	0,63–0,86	
	Est	0,94	0,77–1,14	
	Centre	0,65	0,56–0,77	
	Rhône	1,50	1,29–1,75	
	Sud-Est	0,88	0,77–1,02	
	Sud-Ouest	0,71	0,62–0,83	
	DOM-TOM	0,57	0,44–0,74	
	Étranger	0,17	0,12–0,24	
	Paris (référence)	1,00		
	Dosimétrie (non nulle vs nulle)	1,82	1,65–2,02	< 0,0001

présentés) plaide en faveur du biais du travailleur sain [13]. En revanche, il n'est pas observé de différence significative après correction pour la multiplicité des tests pour les mortalités toutes causes et toutes tumeurs entre les vétérans ayant eu au moins une dosimétrie non nulle, c'est-à-dire ayant été exposés au moins une fois à un niveau de radiations ionisantes supérieur

au seuil de détection de 0,2 mSv et les autres vétérans de la cohorte.

À la suite des expérimentations nucléaires britanniques et américaines, plusieurs études de mortalité et de morbidité ont été réalisées sur des cohortes de vétérans américains, britanniques, australiens et néo-zélandais. Les travaux américains et

néo-zélandais comparent la mortalité de vétérans présents lors d'essais nucléaires à des groupes de « vétérans témoins » comparables aux vétérans étudiés à cela près qu'ils n'ont pas été présents lors des expérimentations nucléaires, de façon à s'affranchir du « biais du travailleur sain » [2–4,6]. Les travaux britanniques comparent la mortalité des vétérans, d'une part, à un groupe témoin et, d'autre part, aux chiffres nationaux [5,7], tandis que les travaux australiens retiennent la même approche que dans ce travail, en comparant la mortalité des vétérans des essais nucléaires à la mortalité de la population australienne [8]. Si la mortalité toutes causes était significativement inférieure chez les vétérans australiens (SMR = 0,95 ; IC 95 % [0,94–0,96]), en revanche, la mortalité par tumeur était supérieure de 18 % à la mortalité nationale. Les tumeurs principalement en cause étaient les tumeurs de la cavité buccale, du poumon, du côlon, du rectum et de la prostate. Dans l'étude britannique, une moindre mortalité est observée dans les deux cohortes (vétérans présents lors des essais et vétérans témoins) par rapport à la population nationale, que ce soit pour les décès toutes causes (respectivement de 11 et 12 %) ou les décès par tumeur (respectivement de 7 et 8 %).

La comparaison de la cohorte à la population française permet de détecter un excès de décès par mésothéliomes et cancers de la plèvre. De tels excès sont classiquement mis en évidence dans des populations ayant été exposées professionnellement à l'amiante. Le fait que la grande majorité des décès liés aux mésothéliomes et aux cancers de la plèvre soient survenus chez des vétérans de la Marine Nationale plaide en faveur d'une exposition à l'amiante puisque ce minéral était très utilisé sur les bâtiments. Si des cas de mésothéliomes en relation avec une exposition aux rayonnements ionisants ont été décrits dans quelques études, il s'agit de cas survenus après une irradiation thérapeutique antérieure [9]. Par ailleurs, les vétérans ayant eu au moins une dosimétrie non nulle ont le même risque de décéder de mésothéliome que les vétérans ayant eu toutes leurs dosimétries nulles.

Les excès de mortalité pour les cancers de la thyroïde et pour les mélanomes sont non significatifs et aucune différence selon le résultat de dosimétrie n'est observée.

Dans la sous-population des vétérans ayant eu au moins une dosimétrie non nulle, des excès non significatifs de mortalité sont observés pour certaines affections. Bien que ces excès soient faibles et non significatifs, il n'en demeure pas moins qu'ils sont observés pour des maladies qui peuvent être d'origine radio-induite. Il s'agit des maladies du sang et d'organes hématopoïétiques et de plusieurs cancers : les tumeurs des tissus lymphatiques et hématopoïétiques (hémopathies malignes), les tumeurs du système nerveux central et les tumeurs osseuses. Cependant, les excès de risque des maladies du sang, des tumeurs du système nerveux central et des tumeurs osseuses reposent sur des effectifs faibles et l'effet du hasard ne peut fermement être écarté. Les résultats pour l'ensemble des hémopathies malignes apparaissent plus consistants. Ils portent sur 123 décès dont 15 parmi les vétérans avec dosimétrie non nulle. Ces 15 décès se répartissent en cinq décès par leucémies hors LLC, quatre décès par myélomes multiples et six décès par lymphomes non hodgkiniens. L'excès non significatif

d'hémopathies malignes mis en évidence par la comparaison des ratios standardisés (RR = 1,63 ; IC 95 % [0,9–2,8]) est conforté par l'analyse multivariée qui met en évidence une relation significative entre une dosimétrie non nulle et la mortalité par hémopathies malignes, après ajustement sur l'âge, la période, l'appartenance et la région de naissance (RR = 1,82 ; IC 95 % [1,6–2,0]).

Les résultats obtenus dans d'autres études de cohorte de vétérans présents lors d'expérimentations nucléaires apportent des conclusions similaires. L'étude de cohorte de Nouvelle-Zélande, comparant les vétérans présents lors des essais avec des vétérans témoins, met en évidence un risque de mortalité significativement augmenté pour les tumeurs des tissus hématopoïétiques (RR = 3,8 ; IC 95 % [1,4–10,8]), et plus particulièrement, pour les leucémies (RR = 5,6 ; IC 95 % [1,0–41,7]). Les RR pour les autres hémopathies malignes sont également élevés, mais non significatifs : RR = 5,7 ; IC 95 % [0,4–165] pour les lymphomes non hodgkiniens, RR = 2,8 ; IC 95 % [0,1–109] pour la maladie de Hodgkin et RR = 1,4 ; IC 95 % [0,1–18] pour les myélomes multiples. À noter que cette étude porte sur un nombre limité de vétérans (528 hommes) [6]. L'étude la plus récente sur les vétérans américains des essais nucléaires conduits entre 1945 et 1962 a comparé la mortalité entre les vétérans les plus exposés présents lors des essais à celle des moins exposés [3]. La mortalité toutes causes et la mortalité par cancers hématopoïétiques sont significativement augmentées (respectivement RR = 1,22 ; IC 95 % [1,04–1,44] et RR = 3,72 ; IC 95 % [1,28–10,83] ; cependant, comme dans notre travail, le RR pour les leucémies (RR = 1,51 ; IC 95 % [0,2–9,7]) est inférieur à celui des autres hémopathies malignes (RR = 15,9 ; IC 95 % [1,8–136,2]), parmi lesquelles on compte deux décès par myélomes multiples et cinq par lymphomes non spécifiés. Dans notre étude, le RR le plus élevé est celui des myélomes multiples (RR = 2,7 ; IC 95 % [0,7–8,3]), puis celui des lymphomes non hodgkiniens (RR = 1,9 ; IC 95 % [0,7–4,6]) ; celui des leucémies hors LLC est le moins élevé des trois hémopathies malignes (RR = 1,3 ; IC 95 % [0,4–3,2]). Plus de 20 000 vétérans britanniques ont également été suivis et la mortalité a été comparée, d'une part, à celle d'une cohorte de témoins de même taille et, d'autre part, à celle de la population britannique [7]. Un excès de risque de mortalité dans le groupe des vétérans exposés par rapport au groupe témoin est mis en évidence pour les leucémies, une fois exclues les leucémies lymphoïdes chroniques (RR = 1,83 ; IC 95 % [1,15–2,93]). Quand l'analyse porte sur une période restreinte de deux à 25 ans après la première participation, le RR est plus important : RR = 3,0 ; IC 95 % [1,3–7,4]. Si pour la première période de suivi jusqu'à 1990, le RR pour le myélome multiple atteint 1,9 ; IC 95 % [0,7–5,2], pour l'ensemble de la période 1952–1998, ce risque est de 1,3 ; IC 95 % [0,7–2,3]. En revanche, la mortalité par leucémies et par myélomes multiples, est similaire à celle de la population nationale.

L'étude comporte plusieurs limites qu'il convient d'évoquer. En premier lieu, il s'agit d'un suivi rétrospectif passif des seuls vétérans relevant du ministère de la Défense qui ont bénéficié d'une surveillance par dosimétrie externe et pour lesquels les résultats des dosimétries étaient disponibles. Rappelons que

l'objectif de cette étude n'était pas d'étudier les conséquences liées à la participation aux essais nucléaires de l'ensemble des vétérans, mais uniquement d'étudier la mortalité de ceux ayant bénéficié d'une surveillance dosimétrique et de juger s'il existait une surmortalité chez ceux ayant eu au moins un dosimètre positif par rapport à ceux ayant eu tous leurs dosimètres négatifs. Les vétérans ayant bénéficié d'une surveillance dosimétrique représentent un quart de la totalité des vétérans qui ont été présents sur les sites du CEP entre 1966 et 1996. Les individus participant à des opérations spécifiques ne sont pas recensés actuellement. Il est à noter qu'une réflexion sur la faisabilité et la pertinence de la mise en place d'une surveillance au long cours des personnels militaires ayant été exposés à des risques particuliers est actuellement en cours au sein de l'OSV.

De ce fait, l'effectif total de l'étude est de 32 550 sujets. Suite aux contrôles de qualité et à l'indisponibilité de certaines causes de décès, les analyses de mortalité n'ont pu porter que sur 26 625 sujets. Rappelons aussi que d'autres populations non incluses dans l'étude ont été présentes sur les sites du CEP : le personnel du CEA et le personnel d'entreprises sous-traitantes. Certains vétérans inclus dans la cohorte présentent des particularités vis-à-vis de l'ensemble de la cohorte, comme les personnels civils, les personnes nées dans les territoires d'Outre-mer et surtout les personnels de santé pour lesquels les dosimétries étaient effectuées dans le cadre d'activités de radiologie médicale. La robustesse des résultats a été testée après retrait de ces groupes, l'ensemble des résultats est similaire : en particulier, les tumeurs du système nerveux central et les tumeurs osseuses persistent, avec une légère tendance à l'augmentation et l'analyse multivariée confirme l'excès significatif d'hémopathies malignes (résultats non présentés). Si la puissance de l'étude est globalement suffisante pour la comparaison de la mortalité de la cohorte avec celle de la population française et pour certaines des comparaisons à l'intérieur de la cohorte (méthode des ratios standardisés), ce n'est pas le cas pour la comparaison de causes spécifiques d'intérêt comme les hémopathies malignes et les cancers du système nerveux central et osseux. La modélisation par régression de Poisson, permettant un ajustement des résultats sur des facteurs de confusion, met en évidence un RR significativement augmenté d'hémopathies malignes chez les vétérans ayant eu au moins une dosimétrie non nulle. En revanche, les faibles effectifs des autres causes d'intérêt (notamment leucémies hors LLC, myélomes multiples, lymphomes non hodgkiniens) ne permettent pas la réalisation de modèles multivariés suffisamment robustes.

Avant 1975, les opérations les plus susceptibles de donner lieu à une exposition aux rayonnements ionisants étaient : les missions de pénétration pilotée et de poursuite de nuages, les missions d'écoute des réseaux de bouées radiologiques, les investigations et prélèvements dans la zone de retombées proches, le repérage et le chalutage des têtes de fusées tirées dans le nuage, la réception des missions aéroportées et la décontamination des matériels. Après 1975, ces opérations étaient : le montage des engins nucléaires à tester, l'exécution des post-forages après les essais, le traitement des échantillons de lave issus des cavités et décontamination des instruments de

forage [1]. On peut rappeler que les dosimètres ont été distribués selon les périodes soit à la totalité des vétérans présents, soit aux vétérans effectuant des missions particulières. Pour les personnes responsables des fichiers transmis, il est improbable qu'il y ait d'importantes erreurs de classification entre les deux sous-populations de vétérans. Il est néanmoins, possible que des vétérans n'aient pas porté de dosimètres dans toutes les situations potentiellement exposantes et qu'il existe des erreurs de classification dans le groupe ayant eu tous leurs dosimètres négatifs. Mais cela ne pourrait que diminuer le contraste et, par conséquent, la probabilité de mise en évidence d'un risque augmenté. Le niveau moyen des doses externes individuelles n'est pas disponible dans le cadre de cette étude ; de même, les dates des dosimétries non nulles ne sont pas connues. Rappelons aussi que seule la dosimétrie externe a été considérée, des mesures de l'exposition interne (examens anthropogammamétriques et analyses radiotoxicologiques) ayant pu, par ailleurs, être réalisées dans le cadre de la surveillance médicale du personnel.

Le statut vital et les causes de décès ont pu être identifiés pour 82 % des vétérans de la cohorte, ainsi pour 18 % d'entre eux, les informations nécessaires à la connaissance du statut vital et a fortiori des causes de décès n'étaient pas disponibles. Ces personnes n'ont pas pu être prises en compte dans les analyses de mortalité (PA non comptabilisées), un biais de sélection pouvant entraîner une surestimation ou une sous-estimation des risques de mortalité ne peut donc être exclu. Par ailleurs, il est impossible de décrire les caractéristiques de ces personnes et de les comparer aux vétérans inclus dans la cohorte.

Le statut vital a été déterminé à partir du RNIPP, source qui ne recense pas les décès survenus à l'étranger. Toutefois, le taux d'appariement est très satisfaisant puisque la cause a été identifiée pour près de 97 % des décès. La qualité des certificats de décès du RNIPP n'est pas parfaite [14], néanmoins, dans la mesure où cette même source d'information a été utilisée pour la population étudiée et la population de référence, l'utilisation de ces données n'a pu introduire de biais dans les résultats de ce point de vue. Par ailleurs, trois révisions différentes de la classification des causes de décès (CIM) ont dû être utilisées pour la période d'étude. Ce travail s'est basé dans la mesure du possible sur le classement Eurostat qui permet d'harmoniser les différents codes pour une même affection. Puisque les mêmes classements ont été opérés sur la cohorte et la population de référence, aucun biais de classement n'a pu advenir.

Un biais autre que celui du travailleur sain peut être évoqué. En effet, la population étudiée n'a pas la même distribution géographique que la population française dans son ensemble, avec notamment une surreprésentation de certaines régions comme la Bretagne. Or, des inégalités de taux de mortalité, en particulier, pour les décès par tumeurs selon les régions françaises ont été décrites [15] et sont d'ailleurs mises en évidence dans les modèles multivariés.

Dans cette étude, comme dans la plupart des études de mortalité, un grand nombre de facteurs de confusion n'ont pu être pris en compte. La mortalité est pourtant dépendante d'un grand nombre de facteurs individuels comme le tabagisme (actif et passif), la consommation d'alcool, l'histoire professionnelle,

l'hygiène de vie (alimentation, activité sportive), le niveau socioéconomique, le statut marital, l'hérédité, etc. Les résultats de la modélisation sont donc à interpréter avec précaution puisqu'ils ne sont pas ajustés sur ces facteurs individuels.

Une autre limite tient au fait que l'étude manque de recul, compte tenu du délai habituel d'apparition des maladies radio-induites. Ajoutons à cela que la mortalité ne permet d'expliquer les conséquences sanitaires que de façon partielle. En effet, d'une part, des maladies radio-induites ont pu survenir chez les vétérans encore vivants et, d'autre part, des vétérans décédés ont pu être atteints de maladies radio-induites sans que cette maladie n'ait pour autant entraîné de décès. De même, des troubles non directement responsables de décès peuvent également être liés aux rayonnements ionisants, telles des perturbations du système immunitaire qui ne peuvent pas être étudiées dans une étude de mortalité.

Le temps de latence entre l'exposition et la survenue de l'événement associé n'a pas été pris en compte. Plusieurs auteurs retiennent un décalage d'au moins dix ans pour les cancers radio-induits, à l'exception des leucémies pour lesquelles ce temps de latence serait plus bref, avec un risque prédominant pour la période de deux à 25 ans après l'exposition [7]. Pour prendre en compte le temps de latence d'apparition dans cette étude, il serait nécessaire de faire l'hypothèse que l'exposition a débuté à la date de première dosimétrie. Dans la mesure où seul un cas d'hémopathie maligne (leucémie) est survenu moins de deux ans après la première dosimétrie, aucune analyse tenant compte d'un décalage n'a été réalisée.

Enfin, les résultats présentés ne concernent que les hommes, puisqu'ils représentent 99,6 % des vétérans de la cohorte.

Malgré les limites évoquées, cette étude dresse un bilan robuste de la mortalité des vétérans présents sur les sites du CEP. Même si la cohorte n'inclut pas l'ensemble des vétérans présents lors des essais nucléaires, sa taille est importante avec plus de 26 000 personnes suivies pendant une durée médiane de 40 ans entre 1966 et 2008. Les méthodes retenues sont celles préconisées dans ce type d'étude, à savoir des comparaisons de mortalité avec référence externe (population nationale) et des comparaisons avec référence interne selon deux méthodes : comparaison des SMR et modèles de régression de Poisson. Toutes ces méthodes permettent de prendre en compte l'âge et la période calendaire.

Toutefois, 79 % des vétérans inclus dans la cohorte sont vivants à la date de fin d'étude et leur âge moyen est de 64 ans. Cette cohorte est donc composée de personnes encore jeunes et renouveler les analyses dans quelques années sera important puisque l'essentiel de l'information sur la mortalité sera disponible dans les années futures.

Déclaration d'intérêts

Les auteurs déclarent ne pas avoir de conflits d'intérêts en relation avec cet article.

Remerciements

Cette étude a été financée, dans le cadre d'un appel d'offres, par le ministère de la Défense, les données étant fournies par le département de suivi des centres d'expérimentations nucléaires de la Délégation générale pour l'armement (DGA/DSCEN).

Nous tenons à remercier le Conseil scientifique de l'étude rassemblant des scientifiques travaillant pour différentes institutions : service de santé des armées (SSA), institut de veille sanitaire (InVS), Inserm, Institut national de recherche en sécurité (INRS), institut de radioprotection et de sûreté nucléaire (IRSN) et Agence française de sécurité sanitaire et d'environnement au travail (Afsset).

Nous remercions également Isabelle Perrin, la CNMSS et la DGA qui ont contribué à l'amélioration du fichier de données initial.

Références

- [1] Ministère de la Défense. La dimension radiologique des essais nucléaires français en Polynésie. À l'épreuve des faits.
- [2] Watanabe KK, Kang HK, Dalager NA. Cancer mortality risk among military participants of a 1958 atmospheric nuclear weapons test. *Am J Public Health* 1995;85:523–7.
- [3] Dalager NA, Kang HK, Mahan CM. Cancer mortality among the highest exposed US atmospheric nuclear test participants. *J Occup Environ Med* 2000;42:798–805.
- [4] Pearce N, Prior I, Methven D, et al. Follow-up of New Zealand participants in British atmospheric nuclear weapons tests in the Pacific. *Br Med J* 1990;300:1161–6.
- [5] Darby SC, Kendall GM, Fell TP, et al. Further follow-up of mortality and incidence of cancer in men from the United Kingdom who participated in the United Kingdom's atmospheric nuclear weapon tests and experimental programmes. *BMJ* 1993;307:1530–5.
- [6] Pearce N, Winkelmann R, Kennedy J, et al. Further follow-up of New Zealand participants in United Kingdom atmospheric nuclear weapons tests in the Pacific. *Cancer Causes Control* 1997;8:139–45.
- [7] Muirhead C, Bingham D, Haylock RGE, et al. Follow-up of mortality and incidence of cancer 1952–1998 in men from the UK who participated in the UK's atmospheric nuclear weapon tests and experimental programmes. *Occup Environ Med* 2003;60:165–72.
- [8] Gun R, Parsons J, Ryan P, Crouch P, Hiller J. Australian participants in British nuclear tests in Australia. Vol 2. Mortality and cancer incidence. Canberra: Department of Veterans' Affairs; 2006.
- [9] Inserm. Cancers-environnement. Éditions Inserm. Collection Expertise Collective; 2008. 907 p.
- [10] United Nations Scientific Committee on the effects of atomic radiation. vol II, Sources and effects of ionizing radiation, New York: Unsclear; 2000.
- [11] Breslow NE, Day NE. Statistical methods in cancer research. The design and analysis of cohort studies. Volume II. Lyon: IARC Sci Publ; 1987.
- [12] Bouyer J, Hémond D, Cordier J, Derriennic F, Stucker I, Stengel B, et al. Inserm. Épidémiologie principes et méthodes quantitatives, 1993.
- [13] Goldberg M, Luce D. Les effets de sélection dans les cohortes épidémiologiques. *Nature, causes et conséquences. Rev Epidemiol Sante Publique* 2001;49:477–92.
- [14] Laplanche A. Qualité des certificats de décès en cas de décès par cancer en France. *Bull Cancer* 1998;85:967–9.
- [15] Salem G, Rican S, Jouglu E, Suss C. Atlas de la santé en France. Vol 1, Les causes de décès, Paris: John Libbey Eurotext; 2000.