

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Environnement socioéconomique
et incidence des cancers en France
// Socioeconomic environment and cancer
incidence in France.....p. 68

Joséphine Bryere et coll.

*U1086 Inserm-UCBN, Cancers et préventions,
Équipe labellisée Ligue contre le cancer, Caen, France*

ARTICLE // Article

Pertinence d'un dépistage du saturnisme
infantile dans une école de Seine-Saint-Denis
// Relevance of screening for childhood lead
poisoning in a school
in the Seine-Saint-Denis region (France).....p. 78

Olivier Carpentier et coll.

Agence régionale de santé d'Île-de-France, Bobigny, France

La reproduction (totale ou partielle) du BEH est soumise à l'accord préalable de Santé publique France. Conformément à l'article L. 122-5 du code de la propriété intellectuelle, les courtes citations ne sont pas soumises à autorisation préalable, sous réserve que soient indiqués clairement le nom de l'auteur et la source, et qu'elles ne portent pas atteinte à l'intégrité et à l'esprit de l'oeuvre. Les atteintes au droit d'auteur attaché au BEH sont passibles d'un contentieux devant la juridiction compétente.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur <http://invs.santepubliquefrance.fr>

Directeur de la publication : François Bourdillon, directeur général de Santé publique France
Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, Santé publique France, redaction@santepubliquefrance.fr
Rédactrice en chef adjointe : Jocelyne Rajnchapel-Messaï
Secrétaire de rédaction : Farida Mihoub
Comité de rédaction : Juliette Bloch, Anses; Cécile Brouard, Santé publique France; Sandrine Danet, HCAAM; Cécile Durand / Damien Mouly, Cire Occitanie; Mounia El Yamani, Santé publique France; Bertrand Gagnière, Cire Ouest; Romain Guignard, Santé publique France; Françoise Hamers, Santé publique France; Nathalie Jourdan-Da Silva, Santé publique France; Valérie Olié, Santé publique France; Sylvie Rey, Drees; Hélène Therre, Santé publique France; Stéphanie Toutain, Université Paris Descartes; Philippe Tuppin, CnamTS; Agnès Verrier, Santé publique France; Isabelle Villena, CHU Reims.
Santé publique France - Site Internet : <http://www.santepubliquefrance.fr>
Prépresse : Jouve
ISSN : 1953-8030

ENVIRONNEMENT SOCIOÉCONOMIQUE ET INCIDENCE DES CANCERS EN FRANCE

// SOCIOECONOMIC ENVIRONMENT AND CANCER INCIDENCE IN FRANCE

Joséphine Bryere¹, Olivier Dejardin¹, Ludivine Launay¹, Marc Colonna^{2,3}, Pascale Grosclaude^{3,4}, Guy Launoy^{1,3} (guy.launoy@unicaen.fr), et le Réseau français des registres des cancers (Francim)*

¹ U1086 Inserm-UCBN, Cancers et préventions, Équipe labellisée Ligue contre le cancer, Caen, France

² Registre des cancers de l'Isère, CHU, Grenoble, France

³ Réseau français des registres des cancers (Francim), Faculté de médecine, Toulouse, France

⁴ Registre des cancers du Tarn, Institut Claudius Regaud, Toulouse, France

* Le réseau Francim : Véronique Bouvier (Registre des tumeurs digestives du Calvados), Xavier Troussard (Registre régional des hémopathies malignes de Basse-Normandie), Anne-Valérie Guizard (Registre général des cancers du Calvados), Anne-Marie-Bouvier (Registre bourguignon des cancers digestifs ; Registre des tumeurs digestives de Saône-et-Loire), Morgane Mounier (Registre des hémopathies malignes de Côte-d'Or), Patrick Arveux (Registre gynécologique de Côte-d'Or), Anne-Sophie Woronoff (Registre des tumeurs du Doubs), Michel Robaszekiewicz (Registre des tumeurs digestives du Finistère), Alain Monnereau (Registre des hémopathies malignes de la Gironde), Anne Gruber (Registre des tumeurs du système nerveux central de la Gironde), Gaëlle Coureau (Registre général des cancers de la Gironde), Marc Colonna (Registre des cancers de l'Isère), Florence Molinié (Registre des cancers de Loire-Atlantique), Simona Bara (Registre des cancers de la Manche), Karine Ligier (Registre général des cancers de Lille et de sa région), Michel Velten (Registre des cancers du Bas-Rhin), Emilie Marrer (Registre des cancers du Haut-Rhin), Bénédicte Lapôte-Ledoux (Registre des cancers de la Somme), Pascale Grosclaude (Registre des cancers du Tarn), Anne Cowpli-Bony (Registre général des cancers de Vendée), Nathalie Leone (Registre des cancers de Haute-Vienne), Brigitte Trétarre (Registre général des cancers de l'Hérault).

Soumis le 24.10.2016 // Date of submission: 10.24.2016

Résumé // Abstract

L'objectif de ce travail était de qualifier et de quantifier l'influence de l'environnement socioéconomique sur l'incidence des cancers, et ce pour chacune des 15 tumeurs solides et des trois hémopathies malignes les plus fréquentes en France. L'analyse a porté sur les données des registres de cancers français membres du réseau Francim (Réseau français des registres des cancers). L'indice européen agrégé de défavorisation sociale (*European Deprivation Index* – EDI) a été utilisé pour évaluer l'environnement socioéconomique.

Un gradient d'incidence statistiquement significatif croissant avec la défavorisation sociale a été observé pour les cancers de l'estomac, du foie, des lèvres-bouche-pharynx et du poumon dans les deux sexes, pour les cancers du larynx, de l'œsophage, du pancréas et de la vessie chez l'homme et pour les cancers du col de l'utérus chez la femme. À l'inverse, un gradient d'incidence statistiquement significatif croissant avec la favorisation sociale a été observé pour le mélanome dans les deux sexes, pour les cancers de la prostate et du testicule chez l'homme et les cancers de l'ovaire et du sein chez la femme. La part des cas de cancers attribuables à la défavorisation sociale était la plus importante pour les cancers du larynx (30,1%), des lèvres-bouche-pharynx (26,6%) et du poumon (19,9%) chez l'homme, et pour les cancers des lèvres-bouche-pharynx (22,7%) et du col de l'utérus (21,1%) chez la femme.

Près de 15 000 cas de cancers pourraient être évités en France chaque année par l'amélioration des conditions de vie et la promotion de la santé des populations les plus défavorisées.

This work aimed to investigate the influence of socioeconomic environment on cancer incidence for each of the 15 tumors and the 3 most frequent hematologic malignancies in France. The analysis included data from French cancer registries (FRANCIM network). The evaluation of the socioeconomic environment was based on the aggregate European Deprivation Index (EDI).

Over-incidence for individuals living in disadvantaged areas was observed for cancers of the stomach, liver, lips and mouth-pharynx, and lung for both sexes, for cancers of the larynx, esophagus, pancreas and bladder for males, and for cancers of the cervix for females. On the contrary, over-incidence in individuals living in affluent areas was observed for melanoma for both sexes, for cancers of the prostate and testis for males, and cancers of ovary and breast for females. The proportion of cancer cases caused by social deprivation was highest for cancers of the larynx (30.1%), lips and mouth-pharynx (26.6%), and lung (19.9%) in men, and for cancers of the lips and mouth-pharynx (22.7%) and the cervix (21.1%) in women.

Nearly 15,000 cases of cancer could be prevented each year in France by improving living conditions and promoting the health of the most disadvantaged populations.

Mots-clés : Cancer, Facteurs socioéconomiques, Fraction attribuable, Registre, Incidence

// **Keywords:** Cancer, Socioeconomic factors, Attributable fraction, Registry, Incidence

Introduction

La France fait partie des pays au monde ayant les meilleurs indicateurs globaux de santé, mais elle présente aussi un gradient social de mortalité prématurée parmi les plus marqués en Europe¹. Si la lutte contre les inégalités sociales de santé est, depuis de nombreuses années, une priorité des organisations internationales en santé², son affichage sur l'agenda politique français est plus récent, notamment au travers des dernières lois de santé publique et des missions confiées aux Agences régionales de santé. Le cancer est l'une des pathologies qui contribue le plus à ce gradient, et la réduction des inégalités sociales de santé est une priorité transversale des Plans cancer 2009-2013 puis 2014-2019.

L'action publique pour réduire ce gradient doit s'appuyer sur une connaissance approfondie des mécanismes qui sous-tendent ces inégalités. Les différences de mortalité par cancer sont la résultante de différences d'incidence et de différences de létalité. Les mécanismes à l'origine des disparités socio-économiques d'incidence ou de survie sont de nature différente. Il importe donc de pouvoir les étudier séparément pour chaque localisation cancéreuse. Les données des registres de cancer en France le permettent désormais, en utilisant de grands échantillons représentatifs de la population générale.

Les éléments qui déterminent l'environnement socio-économique sont multiples et dépendent du capital financier, culturel et social des individus. Même si

le dernier diplôme acquis, les revenus ou la situation professionnelle apparaissent souvent comme de bons indicateurs de cet environnement, ils ne peuvent le résumer. Par ailleurs, de plus en plus d'études mettent en évidence l'importance des éléments socio-économiques contextuels du lieu de vie. C'est ainsi que les travaux ont de plus en plus fréquemment recours à des indices synthétiques qui permettent, dès lors que les modèles statistiques utilisés sont adaptés à la structure des données, de proposer une analyse intégrative de l'influence de l'environnement socio-économique des individus sur leur santé³.

L'objectif de ce travail était de quantifier l'influence de l'environnement socio-économique sur l'incidence des cancers en France et d'en estimer la fraction attribuable.

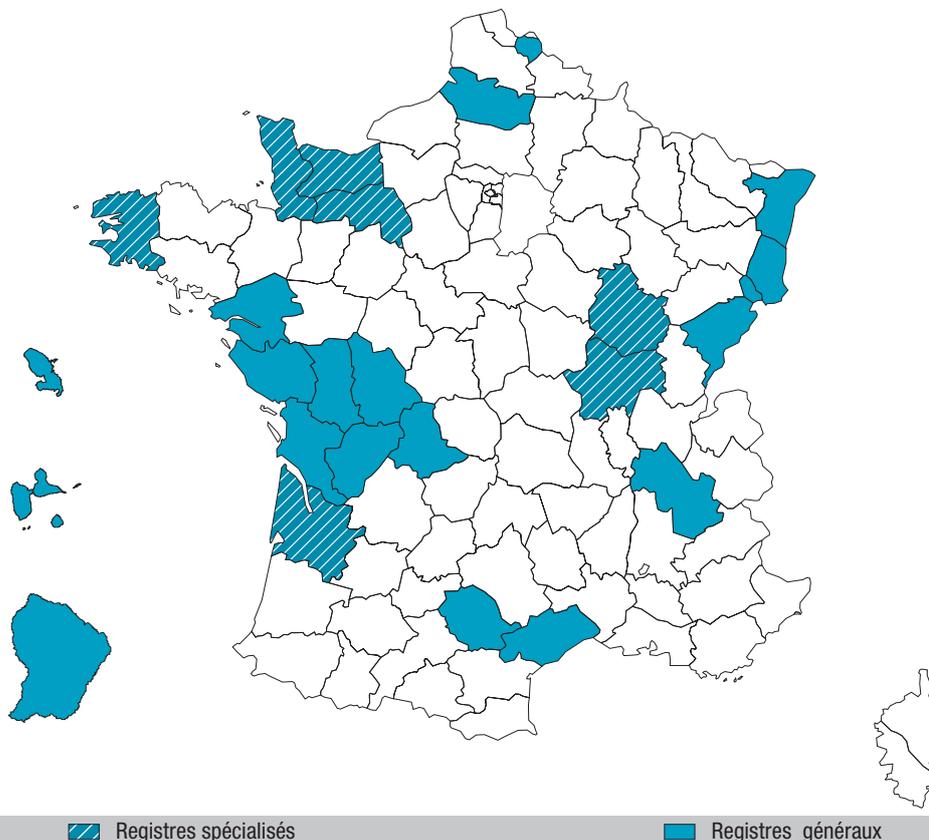
Matériel et méthodes

Population de l'étude

La population de l'étude comprenait tous les cas de cancers diagnostiqués dans les registres membres du réseau Francim (Réseau français des registres des cancers) entre le 1^{er} janvier 2006 et le 31 décembre 2009. Ces registres couvrent les départements suivants : Calvados, Côte-d'Or, Doubs, Finistère, Gironde, Isère, Loire-Atlantique, Manche, Bas-Rhin, Haut-Rhin, Saône-et-Loire, Somme, Tarn, Vendée et Haute-Vienne, ainsi que Lille et sa région (figure 1). La zone couverte par les registres incluait

Figure 1

Réseau Francim des registres de cancer français. Années d'incidence 2006-2009



environ 12 millions d'individus (5 775 595 hommes et 6 137 751 femmes), représentant 20% de la population française. Pour les registres généraux de Gironde et de Lille et sa région, seuls les cas de cancers diagnostiqués entre le 1^{er} janvier 2008 et le 31 décembre 2009 ont été analysés (données non disponibles avant cette date). Pour des raisons de puissance statistique, seules les 15 tumeurs solides et les trois hémopathies malignes les plus fréquentes ont été analysées, pour les hommes et pour les femmes (tableau 1). Ces localisations ont été choisies selon leur fréquence dans les estimations nationales⁴. Les localisations cancéreuses considérées ont été définies selon les codes de la Classification internationale des maladies oncologiques 3 (ICD-O-3). La population complète incluait 189 144 cas de cancers.

Variables

Les caractéristiques cliniques des tumeurs ont été collectées par les registres de façon standardisée, assurant l'exhaustivité et la bonne qualité des données. La topographie, la morphologie, l'âge, le sexe et la date de diagnostic étaient connus pour chaque patient.

Pour tous les cas de cancer diagnostiqués, l'adresse a été géolocalisée par la Plateforme méthodologique nationale pour l'étude des inégalités sociales dans les cancers grâce à un système d'information géographique (ARCGIS 10.2) et affectée à un Iris⁽¹⁾. L'Iris est l'entité géographique infra-communale la plus

⁽¹⁾ Iris : îlot regroupé pour l'information statistique.

Tableau 1

Définition des localisations cancéreuses et effectifs dans les départements couverts par le réseau Francim entre 2006 et 2009

Localisation	Code ICD-O-3		Effectif		
	Topographie	Morphologie	Hommes	Femmes	Total
Côlon-rectum	C18, C19, C20, C21	Toutes	15 747	12 841	28 588
Col de l'utérus	C53	Toutes		1 823	1 823
Corps de l'utérus	C54	Toutes		3 860	3 860
Estomac	C16	Toutes	3 296	1 840	5 136
Foie	C22	Toutes	4 720	1 043	5 763
Larynx	C32	Toutes	1 735		1 735
Lèvres-bouche-pharynx	C0, C10, C11, C12, C13, C14	Toutes	5 859	1 469	7 328
Leucémie lymphocytaire	Toutes	98233	1 538	1 086	2 624
Lymphome diffus à grandes cellules B	Toutes	96803	1 359		1 359
Mélanome	C44	87203-87803	2 950	3 420	6 370
Myélome	Toutes	97313-97343 ou 97603-97643	1 817	1 535	3 352
Œsophage	C15	Toutes	3 128		3 128
Ovaire	C56	Toutes sauf {84423 ; 84513 ; 84613 ; 84623 ; 84723 ; 84733}		2 721	2 721
Pancréas	C25	Toutes	3 130	2 950	6 080
Poumon	C33, C34	Toutes	14 908	4 451	19 359
Prostate	C61	Toutes	34 223		34 223
Rein	C64, C65, C66	Toutes	6 175	2 068	8 243
Sein	C50	Toutes		29 600	29 600
Système nerveux central	C70, C71, C72	≤91103 ou ≤91800	2 172	2 486	4 658
Syndrome myélodysplasique	Toutes	99803 ; 99823 ; 9833 ; 99853 ; 99863 ; 99873 ; 99893		1 090	1 090
Testicule	C62	Toutes	1 245		1 245
Thyroïde	C73	Toutes	1 040	3 291	4 331
Vessie	C67	Toutes	5 257	1 271	6 528

ICD-O-3 : Classification internationale des maladies oncologiques 3.

petite pour laquelle on dispose de données censitaires (entre 1 800 et 5 000 habitants). La région de l'étude comprenait 9 740 Iris. Le niveau de défavorisation sociale de chaque Iris a été évalué en utilisant l'*European Deprivation Index* (EDI), indice agrégé permettant de mesurer la défavorisation sociale de manière comparable entre les différents pays européens. Dans cette étude, la version française de l'EDI, basée sur le recensement de 2007, a été utilisée pour attribuer un score de défavorisation sociale aux Iris⁵. Les versions continues et catégorielles (quintiles nationaux) de l'EDI ont été utilisées.

Les populations de référence proviennent du recensement national de l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques) des années 2006, 2007, 2008 et 2009. Elles sont données pour chaque Iris, chaque sexe et chaque groupe d'âge : [0-14 ans], [15-29 ans], [30-44 ans], [45-59 ans], [60-74 ans], [75 ans et plus].

Analyse statistique

Une approche bayésienne a été utilisée pour la modélisation statistique car elle permet d'intégrer la variabilité extra-poissonienne induite par la nature géographique des données : les différences dans les tailles de population entre les Iris, appelées hétérogénéité spatiale non-structurée, peuvent en effet introduire une sur-dispersion, et cette méthodologie permet de faire la part entre des fluctuations aléatoires et de véritables variations des taux d'incidence. De plus, les zones voisines peuvent ne pas être indépendantes et avoir des taux d'incidence similaires. Ce phénomène, appelé autocorrélation spatiale, est également intégré dans l'approche bayésienne^{6,7} implémentée sous WinBUGS⁸. Nous avons ainsi estimé le coefficient de régression associé à la variable EDI ainsi que son intervalle de crédibilité⁽²⁾ à 95%. Un coefficient positif signifie une sur-incidence dans les zones défavorisées et un coefficient négatif signifie une sur-incidence dans les zones favorisées.

Pour savoir si l'autocorrélation spatiale et l'hétérogénéité spatiale non-structurée étaient bien présentes dans les données, nous avons dans un premier temps réalisé les tests de Moran⁹ pour l'autocorrélation et de Potthoff-Whittinghill¹⁰ pour l'hétérogénéité non-structurée. Ces tests ont été réalisés à l'aide des *packages* *spdep* et *DCluster* du logiciel R version 2.15.0. Selon les résultats des tests, nous avons réalisé soit un modèle Besag-York-Mollié (BYM) intégrant les deux composantes, soit un modèle conditionnel autorégressif (CAR) intégrant uniquement la composante d'autocorrélation spatiale, ou un modèle intégrant uniquement la composante d'hétérogénéité non-structurée. Quand les deux tests étaient non-significatifs, indiquant alors qu'il n'y avait pas de variabilité d'incidence dans les données, la variable EDI n'a pas été incluse dans l'analyse.

Nous avons ensuite évalué le PAF (*Population Attributable Fraction*) pour les localisations en

sur-incidence dans les zones défavorisées, en utilisant la version catégorielle de l'EDI. Cet outil peut être défini comme la réduction proportionnelle du risque moyen de maladie qui serait obtenue par l'élimination de l'exposition d'intérêt dans la population, ici la défavorisation sociale^{3,11,12}. La population des Iris a été divisée en cinq groupes sur la base des quintiles de la distribution de l'EDI sur l'ensemble de la France. Les catégories ont été nommées Q₁ à Q₅, Q₁ étant la catégorie la plus favorisée et Q₅ la catégorie la plus défavorisée. Nous en avons déduit des risques relatifs associés et nommés RR₁ et RR₅. Q₁ était considérée comme la catégorie de référence. Le PAF est défini de la façon suivante, p_i désignant la proportion de la population habitant dans les Iris du quintile considéré :

$$PAF = 1 - \frac{1}{\sum_{i=1...5} p_i RR_i}$$

Appliqué dans notre étude, cet outil permet d'évaluer la part de l'incidence d'un cancer donné associée à la défavorisation sociale. Nous avons par la suite estimé le nombre de cas de cancers attribuable en France à la défavorisation sociale en multipliant, pour chaque localisation pour laquelle existait une association significative et positive entre l'EDI (en continu) et l'incidence, la valeur du PAF par le nombre de cas incidents en France pour l'année 2012⁴.

Résultats

L'analyse a porté sur 189 144 personnes (100 299 hommes et 78 845 femmes) ayant eu un cancer entre 2006 et 2009 et habitant dans l'un des 16 départements couverts par un registre en France.

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de l'analyse utilisant l'EDI comme une variable continue. Le test de Potthoff-Whittinghill était non-significatif pour toutes les localisations, sauf 7 pour les hommes et 4 pour les femmes. Le test de Moran était significatif pour toutes les localisations cancéreuses pour les hommes et pour les femmes, justifiant la pertinence de l'utilisation de ce type de modèle. Un gradient d'incidence statistiquement significatif croissant avec la défavorisation sociale a été observé pour les cancers de l'estomac, du foie, des lèvres-bouche-pharynx et du poumon dans les deux sexes. Ce gradient significatif a également été constaté pour les cancers du larynx, de l'œsophage, du pancréas et de la vessie chez l'homme, et pour les cancers du col de l'utérus chez la femme. À l'inverse, un gradient d'incidence statistiquement significatif croissant avec la favorisation sociale a été observé pour le mélanome dans les deux sexes. Un gradient significatif a également été constaté pour les cancers de la prostate et du testicule chez l'homme et les cancers de l'ovaire et du sein chez la femme. Les valeurs des estimations des coefficients associés à la variable EDI montraient que ce lien entre niveau socioéconomique et incidence était particulièrement fort pour les cancers du larynx, des lèvres-bouche-pharynx, du poumon ainsi que pour le mélanome (signe négatif) chez l'homme, et pour les cancers du col de l'utérus, de l'estomac,

⁽²⁾ Remplace l'intervalle de confiance en statistique bayésienne.

Tableau 2

Influence du niveau socioéconomique sur l'incidence des cancers chez les hommes dans les registres du réseau Francim entre 2006 et 2009

Localisation	Test de Moran p-value	Test de Potthoff-Whittinghill p-value	Estimation ^a coefficient EDI	IC ^b (95%)
Côlon-rectum	<0,025	<0,050	0,003	[- 0,002;0,007]
Estomac	<0,025	0,239	0,022	[0,013;0,031]
Foie	<0,025	0,139	0,023	[0,015;0,030]
Larynx	<0,025	0,346	0,035	[0,023;0,046]
Lèvres-bouche-pharynx	<0,025	<0,050	0,048	[0,042;0,055]
Leucémie lymphocytaire	<0,025	0,455	- 0,006	[- 0,021;0,008]
Lymphome diffus à grandes cellules	<0,025	0,756	- 0,004	[- 0,019;0,011]
Mélanome	<0,025	0,431	- 0,042	[- 0,053;- 0,031]
Myélome	<0,025	0,275	0,0041	[- 0,0090;0,016]
Œsophage	<0,025	<0,050	0,027	[0,017;0,037]
Pancréas	<0,025	0,250	0,011	[0,001;0,020]
Poumon	<0,025	<0,050	0,039	[0,034;0,043]
Prostate	<0,025	<0,050	- 0,015	[- 0,018;- 0,011]
Rein	<0,025	<0,050	- 0,007	[- 0,014;0,001]
Système nerveux central	<0,025	0,717	- 0,0066	[- 0,017;0,006]
Testicule	<0,025	0,786	- 0,015	[- 0,029;- 0,001]
Thyroïde	<0,025	0,246	0,006	[- 0,010;0,021]
Vessie	<0,025	<0,050	0,016	[0,008;0,023]

^a Positif pour une sur-incidence dans les zones défavorisées, négatif sinon.

^b Les intervalles de crédibilité (IC) significatifs sont en gras.

Tableau 3

Influence du niveau socioéconomique sur l'incidence des cancers chez les femmes dans les registres du réseau Francim entre 2006 et 2009

Localisation	Test de Moran p-value	Test de Potthoff-Whittinghill p-value	Estimation ^a coefficient EDI	IC ^b (95%)
Côlon-rectum	<0,025	0,001	0,001	[- 0,005;0,005]
Col de l'utérus	<0,025	0,446	0,034	[0,024;0,044]
Corps de l'utérus	<0,025	0,419	- 0,006	[- 0,015;0,003]
Estomac	<0,025	0,099	0,031	[0,019;0,043]
Foie	<0,025	0,828	0,040	[0,025;0,054]
Lèvres-bouche-pharynx	<0,025	0,031	0,033	[0,021;0,045]
Leucémie lymphocytaire	<0,025	0,748	- 0,004	[- 0,021;0,012]
Mélanome	<0,025	0,197	- 0,037	[- 0,047;- 0,027]
Myélome	<0,025	0,403	0,002	[- 0,012;0,016]
Ovaire	<0,025	0,885	- 0,019	[- 0,030;- 0,009]
Pancréas	<0,025	0,528	0,008	[- 0,002;0,018]
Poumon	<0,025	0,061	0,028	[0,020;0,035]
Rein	<0,025	0,368	- 0,002	[- 0,014;0,009]
Sein	<0,025	0,073	- 0,010	[- 0,014;- 0,007]
Système nerveux central	<0,025	0,354	0,005	[- 0,006;0,015]
Syndrome myélodysplasique	<0,025	0,191	0,003	[- 0,014;0,020]
Thyroïde	<0,025	0,048	- 0,002	[- 0,011;0,008]
Vessie	<0,025	0,002	0,012	[- 0,003;0,027]

^a Positif pour une sur-incidence dans les zones défavorisées, négatif sinon.

^b Les intervalles de crédibilité (IC) significatifs sont en gras.

du foie, des lèvres-bouche-pharynx ainsi que pour le mélanome (signe négatif) chez la femme. Utilisant l'EDI dans sa version catégorielle (quintiles), les figures 2 et 3 représentent graphiquement les risques relatifs de la catégorie la plus défavorisée (5^e quintile de l'EDI) par rapport à la catégorie la plus favorisée (1^{er} quintile de l'EDI). Les résultats sont cohérents avec ceux de l'analyse utilisant l'EDI comme une variable continue. Le lien entre défavorisation sociale et risque de cancer était plus marqué chez l'homme que chez la femme : davantage de localisations cancéreuses étaient concernées par ce lien et, lorsqu'il existait, le lien était plus fort. Le risque relatif était supérieur à 1,5 pour les localisations suivantes : lèvres-bouche-pharynx, larynx et poumon chez l'homme, col de l'utérus et lèvres-bouche-pharynx chez la femme. D'autres risques relatifs statistiquement significatifs, mais moins élevés, ont été trouvés pour le foie et l'estomac dans les deux sexes, le poumon chez la femme, l'œsophage et la vessie chez l'homme. Le mélanome présentait le plus fort risque relatif inversé dans les deux sexes.

Les tableaux 4 et 5 présentent, pour les localisations dont l'incidence était associée de manière positive et significative avec la défavorisation sociale, le calcul de la fraction d'incidence attribuable en utilisant la version catégorielle de l'EDI. La part des cas de cancers attribuables à la défavorisation sociale est la plus importante pour les cancers du larynx (30,1%), des lèvres-bouche-pharynx (26,6%), du poumon (19,9%) et de l'œsophage (16,7%) chez l'homme, et pour les cancers des lèvres-bouche-pharynx (22,7%), du col de l'utérus (21,1%) et de l'estomac (16,4%) chez la femme. Le tableau 6 présente, pour ces localisations, les nombres de cancers attribuables à la défavorisation sociale sur la base du nombre de cancers estimé pour la France entière en 2012. Ces nombres étaient de 11 189 pour les hommes et de 3 645 pour les femmes. Ainsi, pour le poumon, les lèvres-bouche-pharynx, le foie et l'estomac (localisations pour lesquelles le calcul a pu être fait dans les deux sexes), les nombres de cancers étaient, respectivement, de 7 253, 2 878, 849 et 736.

Discussion

Cette étude, première du genre en France, est basée sur un échantillon important des données de 16 registres de cancer du réseau national Francim. Ces résultats montrent que, contrairement aux inégalités sociales de survie, l'influence de l'environnement social sur l'incidence des cancers varie selon les localisations, l'incidence observée pouvant être, selon les cas, croissante ou décroissante en fonction de la défavorisation. Ces résultats confirment, sur des données françaises, le sur-risque lié à la défavorisation sociale pour les cancers des voies respiratoires et digestives hautes¹³⁻¹⁶. La détermination sociale de certains facteurs de risque comme la consommation tabagique, les expositions professionnelles ou aux polluants atmosphériques expliquent sans doute une partie importante des différences observées¹⁷. Ces résultats mettent en lumière l'influence moins connue

de la défavorisation sociale sur d'autres localisations (foie, estomac, vessie, pancréas) pour lesquelles il importera à l'avenir d'identifier les médiateurs. Ces résultats montrent aussi que le mélanome pour les deux sexes, les cancers de la prostate et du testicule chez l'homme et du sein et de l'ovaire chez la femme sont plus fréquemment observés chez les personnes vivant dans un environnement social favorisé. Pour le cancer de la prostate et, dans une moindre mesure, pour le cancer du sein, ces différences peuvent être dues à la détermination sociale de la pratique du dépistage et du sur-diagnostic qui lui est lié^{18,19}. Pour autant, et en premier lieu pour les cancers de l'ovaire et du testicule et pour le mélanome, il reste à identifier, parmi les facteurs de risque de ces cancers, ceux dont la détermination sociale explique ces différences dont l'ampleur peut être, par exemple pour le mélanome, aussi importante que celle observée à l'inverse pour les cancers des voies aérodigestives supérieures.

Certains aspects méthodologiques de notre étude peuvent être discutés. La nature spatiale des données et ses spécificités ont été prises en compte dans notre modélisation grâce à l'approche bayésienne, assurant une bonne cohérence de l'analyse statistique. Une régression classique de Poisson peut présenter une sur-dispersion, c'est-à-dire une variance du nombre de cas supérieure à sa moyenne, ce qui rend son utilisation impossible. Cette sur-dispersion peut provenir de l'hétérogénéité spatiale entre les unités géographiques. La non-prise en compte de cette sur-dispersion peut entraîner une sous-estimation de l'erreur standard des paramètres du modèle. L'approche bayésienne a permis d'intégrer une plus grande variabilité que celle de la variabilité de Poisson en ajoutant des effets aléatoires. Les tests de Moran étaient significatifs pour toutes les localisations cancéreuses et les tests de Pothoff-Whittinghill l'étaient pour une majorité de localisations cancéreuses. Ceci signifie, d'une part, que les zones géographiques voisines avaient tendance à avoir des taux d'incidences similaires et, d'autre part, que les taux d'incidences avaient une forte variabilité non-structurée dans l'espace. Ces variabilités supérieures à la variabilité de Poisson étaient donc bien présentes dans nos données, justifiant l'utilisation de l'approche bayésienne.

L'environnement social des individus a été apprécié au moyen d'un indice agrégé de défavorisation sociale. L'utilisation de ce type d'indice, construit à partir des données censitaires, présente l'avantage d'être applicable à l'ensemble de la population de l'étude, évitant ainsi les biais de sélection. Elle permet aussi la prise en compte des effets contextuels potentiels²⁰. Toutefois, cette utilisation entraîne de manière inévitable la construction d'un biais écologique lié au fait que le même score est attribué à toutes les personnes vivant dans la même zone. Dans notre étude, l'utilisation de l'Iris, plus petite entité géographique pour laquelle les données censitaires sont disponibles, a permis de réduire ce biais autant que possible. Par ailleurs, une étude actuellement en cours de publication montre que l'EDI utilisé dans cette étude minimise ce biais comparativement aux autres indices disponibles pour

Figure 2

Risque relatif de cancer dans la catégorie la plus défavorisée par rapport à la catégorie la plus favorisée dans les registres du réseau Francim entre 2006 et 2009 – Hommes

Risque relatif catégorie 5 / catégorie 1

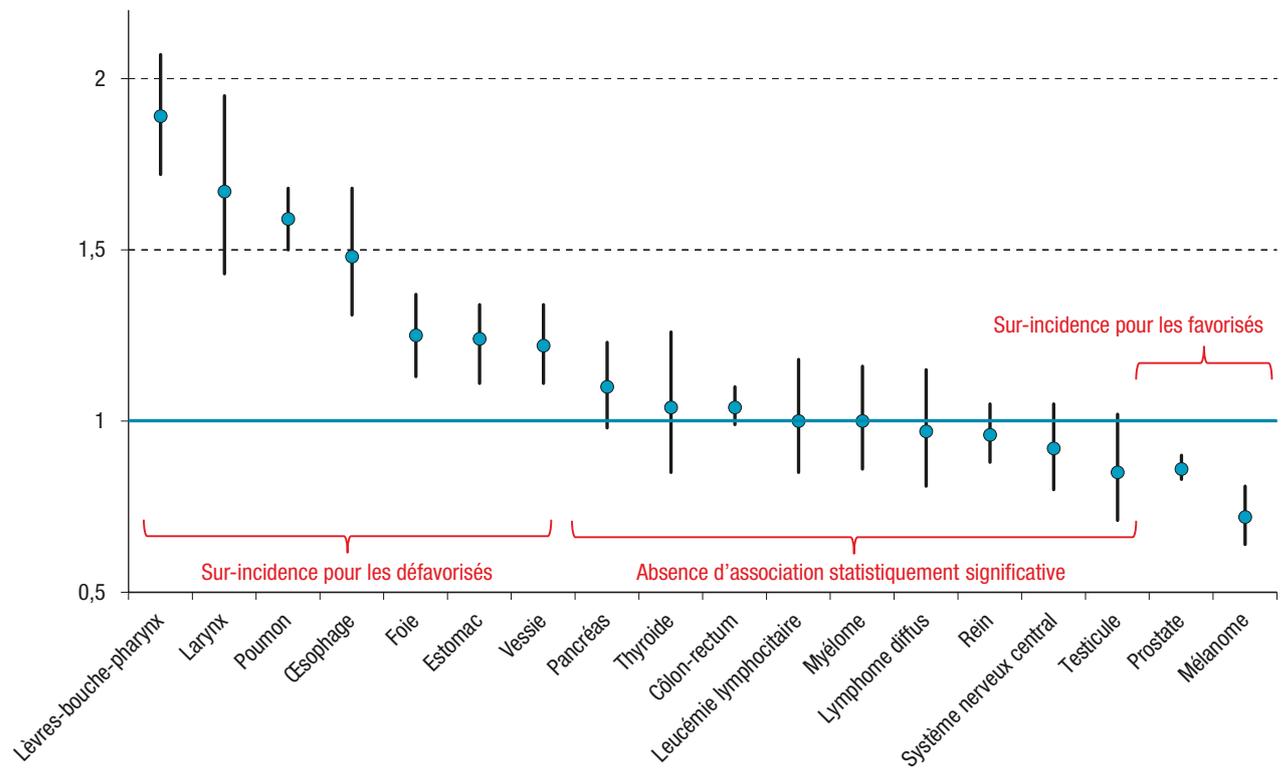


Figure 3

Risque relatif de cancer dans la catégorie la plus défavorisée par rapport à la catégorie la plus favorisée dans les registres du réseau Francim entre 2006 et 2009 – Femmes

Risque relatif catégorie 5 / catégorie 1

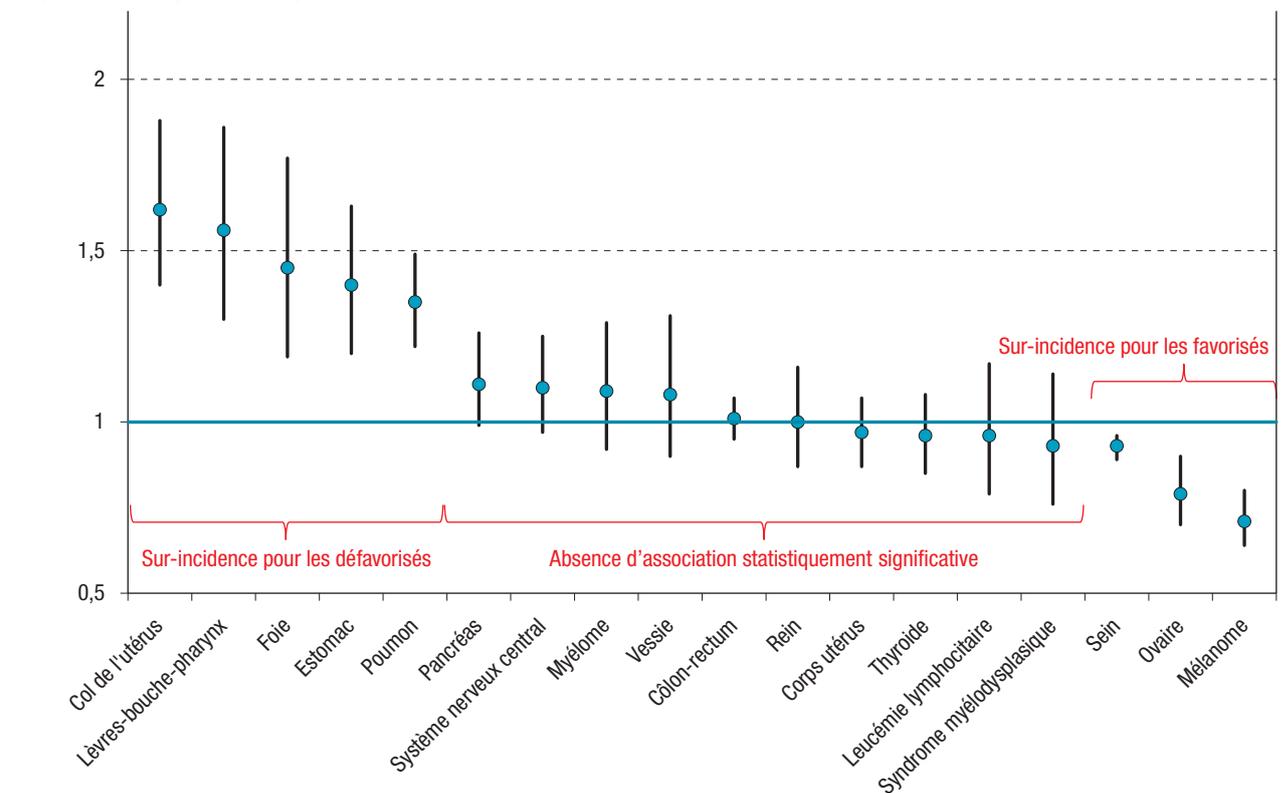


Tableau 4

Fraction de l'incidence des cancers attribuable à l'environnement socioéconomique en France – Hommes

Localisation	Quintile de défavorisation sociale	Risque relatif	Intervalle de crédibilité (95%)	PAF* (%)
Estomac				
	1	1,00		8,54
	2			
	3	1,02	[0,92;1,14]	
	4	1,00	[0,90;1,12]	
	5	1,08	[0,96;1,21]	
		1,24	[1,11;1,39]	
Foie				
	1	1,00		8,70
	2	1,00	[0,91;1,09]	
	3	1,03	[0,94;1,13]	
	4	1,19	[1,08;1,30]	
	5	1,25	[1,13;1,37]	
Larynx				
	1	1,00		30,12
	2	1,19	[1,02;1,39]	
	3	1,24	[1,06;1,46]	
	4	1,33	[1,13;1,56]	
	5	1,67	[1,43;1,95]	
Lèvres-Bouche-Pharynx				
	1	1,00		26,64
	2	1,18	[1,08;1,30]	
	3	1,27	[1,16;1,40]	
	4	1,43	[1,30;1,57]	
	5	1,89	[1,72;2,07]	
Œsophage				
	1	1,00		16,46
	2	1,05	[0,94;1,19]	
	3	1,14	[1,01;1,28]	
	4	1,29	[1,14;1,45]	
	5	1,48	[1,31;1,68]	
Pancréas				
	1	1,00		1,96
	2	0,99	[0,89;1,11]	
	3	1,02	[0,91;1,14]	
	4	0,98	[0,87;1,09]	
	5	1,10	[0,98;1,23]	
Poumon				
	1	1,00		19,90
	2	1,11	[1,05;1,18]	
	3	1,22	[1,15;1,18]	
	4	1,31	[1,23;1,39]	
	5	1,59	[1,50;1,68]	
Vessie				
	1	1,00		9,78
	2	1,08	[0,98;1,18]	
	3	1,11	[1,01;1,22]	
	4	1,13	[1,03;1,24]	
	5	1,22	[1,11;1,34]	

* Population Attributable Fraction.

Tableau 5

Fraction de l'incidence des cancers attribuable à l'environnement socioéconomique en France – Femmes

Localisation	Quintile de défavorisation sociale	Risque relatif	Intervalle de crédibilité (95%)	PAF* (%)
Col de l'utérus				
	1	1,00		21,13
	2			
	3	1,21	[1,03;1,41]	
	4	1,27	1,08;1,48]	
	5	1,21	[1,03;1,42]	
		1,62	[1,40;1,88]	
Estomac				
	1	1,00		16,35
	2	1,16	[1,00;1,36]	
	3	1,16	[0,99;1,35]	
	4	1,24	[1,06;1,45]	
	5	1,40	[1,20;1,63]	
Foie				
	1	1,00		13,56
	2	1,03	[0,84;1,27]	
	3	1,15	[0,94;1,41]	
	4	1,11	[0,91;1,37]	
	5	1,45	[1,19;1,77]	
Lèvres-bouche-pharynx				
	1	1,00		22,72
	2	1,15	[0,96;1,38]	
	3	1,29	[1,08;1,55]	
	4	1,48	[1,24;1,76]	
	5	1,56	[1,30;1,86]	
Poumon				
	1	1,00		14,52
	2	1,12	[1,01;1,24]	
	3	1,13	[1,02;1,26]	
	4	1,24	[1,12;1,37]	
	5	1,35	[1,22;1,49]	

* Population Attributable Fraction.

Tableau 6

Nombres de cancers attribuables à la défavorisation sociale en France en 2012, par localisation

Localisation	Hommes	Femmes	Total
Estomac	368	368	736
Foie	597	252	849
Larynx	850	*	850
Lèvres-bouche-pharynx	2 132	746	2 878
Œsophage	577	**	577
Pancréas	117	*	117
Poumon	5 614	1 639	7 253
Vessie	934	**	934
Col de l'utérus	–	640	640
Total	11 189	3 645	14 834

* Non calculé car incidence trop faible.

** Non calculé car relation non significative entre l'incidence et l'EDI.

le territoire national²¹. La nature européenne de la construction de cet indice et son caractère transférable d'un pays à l'autre permettent d'envisager dans les années qui viennent la conduite de ce type d'étude à une échelle internationale²².

Grâce au calcul de la fraction attribuable, ce travail permet également d'estimer que, pour les localisations dont le risque augmente avec la défavorisation sociale, près de 15 000 cas de cancers pourraient être évités en France chaque année par une amélioration appropriée des conditions de vie et la promotion de la santé des populations les plus défavorisées, ce gain potentiel étant plus important chez l'homme que chez la femme et maximal pour les cancers du poumon. Pour faire face à ces inégalités, nos résultats confirment la nécessité de renforcer les efforts de prévention et de promotion de la santé ciblés sur les populations les plus à risque et, plus généralement, l'application du principe de l'universalisme proportionné, dans le cadre de l'allocation raisonnée de ressources toujours plus limitées. Au-delà des interventions à mettre en place dans le champ sanitaire et social, la préoccupation de réduction des inégalités sociales de santé doit être permanente dans les choix politiques intersectoriels, concernant par exemple l'éducation, l'urbanisation, les transports et l'emploi^{23,24}. ■

Références

- [1] Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam AJ, Schaap MM, Menvielle G, Leinsalu M, *et al.* European Union Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med.* 2008;358(23):2468-81. Erratum in: *N Engl J Med.* 2008;359(12):e14.
- [2] Whitehead M, Dahlgren G. Concepts and principles for tackling social inequities in health. Copenhagen: World Health Organization Europe; 2006. http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0010/74737/E89383.pdf et http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0018/103824/E89384.pdf
- [3] Blakely T, Hales S, Woodward A. Poverty: Assessing the distribution of health risks by socioeconomic position at national and local levels. *Environmental Burden of Disease Series*, No. 10. Geneva: World Health Organization; 2004. 40 p. http://www.who.int/quantifying_ehimpacts/publications/ebd10/en/
- [4] Binder-Foucard F, Belot A, Delafosse P, Remontet L, Woronoff AS, Bossard N. Estimation nationale de l'incidence et de la mortalité par cancer en France entre 1980 et 2012. *Rev Epidemiol Santé Publique.* 2014;62(2):95-108.
- [5] Pernet C, Delpierre C, Dejardin O, Grosclaude P, Launay L, Guittet L, *et al.* Construction of an adaptable European transnational ecological deprivation index: the French version. *J Epidemiol Community Health.* 2012;66(11):982-9.
- [6] Colonna M. Influence des paramètres a priori dans l'estimation bayésienne du risques relatifs, analyse spatiale du cancer de la vessie dans l'agglomération grenobloise. *Rev Epidemiol Santé Publique.* 2006;54(6):529-42.
- [7] Pascutto C, Wakefield J, Best N, Richardson S, Bernardinelli L, Staines A, *et al.* Statistical issues in the analysis of disease mapping data. *Stat Med.* 2000;19(17-18):2493-519.
- [8] Spiegelhalter DJ, Thomas A, Best N, lund. WinBUGS version 1.4 software and user manual. 2004 Cambridge: Medical Research Council.
- [9] Wakefield JC, Kelsall JE, Morris SE. Clustering, cluster detection, and spatial variation in risk. In: Elliott P, Wakefield J,

Best N editors. *Spatial epidemiology: methods and applications.* Oxford: Oxford University Press; 2001. p. 128-52.

- [10] Potthoff RF, Whittinghill M. Testing for homogeneity. I. The binomial and multinomial distributions. *Biometrika.* 1966;53(1):167-82.
- [11] Rockhill B, Newman B, Weinberg C. Use and misuse of population attributable fractions. *Am J Public Health.* 1998;88(1):15-9.
- [12] Shack L, Jordan C, Thomson CS, Mak V, Møller H; UK Association of Cancer Registries. Variation in incidence of breast, lung and cervical cancer and malignant melanoma of skin by socioeconomic group in England. *BMC Cancer.* 2008;8:271.
- [13] Boscoe FP, Johnson CJ, Sherman RL, Stinchcomb DG, Lin G, Henry KA. The relationship between area poverty rate and site-specific cancer incidence in the United States. *Cancer.* 2014;120(14):2191-8.
- [14] Dalton SO, Schüz J, Engholm G, Johansen C, Kjaer SK, Steding-Jessen M, *et al.* Social inequality in incidence of and survival from cancer in a population-based study in Denmark, 1994-2003: Summary of findings. *Eur J Cancer.* 2008;44(14):2074-85.
- [15] Eberle A, Luttmann S, Foraita R, Pohlabein H. Socioeconomic inequalities in cancer incidence and mortality – a spatial analysis in Bremen, Germany. *J Public Health.* 2010;18:227-35.
- [16] Hwang E, Johnson-Obaseki S, McDonald JT, Connell C, Corsten M. Incidence of head and neck cancer and socioeconomic status in Canada from 1992 to 2007. *Oral Oncol.* 2013;49(11):1072-6.
- [17] Hystad P, Carpiano RM, Demers PA, Johnson KC, Brauer M. Neighbourhood socioeconomic status and individual lung cancer risk: evaluating long-term exposure measures and mediating mechanisms. *Soc Sci Med.* 2013;97:95-103.
- [18] Pernet C, Dejardin O, Morlais F, Bouvier V, Launoy G. Socioeconomic and healthcare supply statistical determinants of compliance to mammography screening programs: a multilevel analysis in Calvados, France. *Cancer Epidemiol.* 2010;34(3):309-15.
- [19] Marcus PM, Prorok PC, Miller AB, DeVoto EJ, Kramer BS. Conceptualizing overdiagnosis in cancer screening. *J Natl Cancer Inst.* 2015;107(4).
- [20] Robert S, Strombom I, Trentham-Dietz A, Hampton J, McElroy J, Newcom P, *et al.* Socioeconomic factors for breast cancer. Distinguishing individual-and community-level effects. *Epidemiology.* 2004;15:442-50.
- [21] Bryere J, Pernet C, Copin N, Launay L, Gusto G, Grosclaude P, *et al.* Assessment of the ecological bias of seven aggregate social deprivation indices. (Soumis à *BMC Public Health*).
- [22] Guillaume E, Pernet C, Dejardin O, Launay L, Lillini R, Vercelli M, *et al.* Development of a cross-cultural deprivation index in five European countries. *J Epidemiol Community Health.* 2016;70(5):493-9.
- [23] Potvin L, Moquet MJ, Jones C (sous la dir.) Réduire les inégalités sociales en santé. Saint-Denis: Institut national de prévention et d'éducation pour la santé; 2010. 380 p. <http://inpes.santepubliquefrance.fr/CFESBases/catalogue/pdf/1333.pdf>
- [24] Lang T (coord.). Dossier : Les inégalités sociales de santé. ADSP. 2010;(73).

Citer cet article

Bryere J, Dejardin O, Launay L, Colonna M, Grosclaude P, Launoy G; Réseau français des registres des cancers (Francim). Environnement socioéconomique et incidence des cancers en France. *Bull Epidemiol Hebd.* 2017;(4):68-77. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/4/2017_4_1.html

PERTINENCE D'UN DÉPISTAGE DU SATURNISME INFANTILE DANS UNE ÉCOLE DE SEINE-SAINT-DENIS

// RELEVANCE OF SCREENING FOR CHILDHOOD LEAD POISONING IN A SCHOOL IN THE SEINE-SAINT-DENIS REGION (FRANCE)

Olivier Carpentier¹ (olivier.carpentier@ars.sante.fr), Clément Bassi², Sabrina Mekhous¹, Jérôme Langrand³

¹ Agence régionale de santé d'Île-de-France, Bobigny, France

² Cellule d'intervention en région (Cire) Île-de-France, Santé publique France, Paris, France

³ Centre antipoison de Paris, AP-HP, Hôpital Lariboisière, Paris, France

Soumis le 03.06.2016 // Date of submission: 06.03.2016

Résumé // Abstract

À la suite d'un signalement concernant une exposition au plomb d'enfants scolarisés dans une école de Seine-Saint-Denis en France, un dépistage du saturnisme infantile a été organisé en mai 2015.

L'investigation environnementale a consisté en une évaluation de la présence de plomb par fluorescence aux rayons X et de son accessibilité, et en une mesure du plomb acido-soluble dans les poussières au sol. Une modélisation des plombémies attendues a été réalisée grâce au modèle IEUBK (*Integrated Exposure Uptake Biokinetic Model for Lead in Children*). La population incluse dans le dépistage s'élevait à 332 enfants exposés, âgés de 3 à 11 ans.

Les mesures environnementales ont révélé une accessibilité au plomb dans le groupe scolaire ; 27,9% des échantillons de poussières ont montré une concentration surfacique en plomb supérieure à 100 µg/m². La moyenne géométrique des plombémies modélisées variait entre 29,7 et 34,6 µg/L pour une concentration surfacique moyenne en plomb dans les poussières de l'école oscillant entre 265 et 354 µg/m². Toutefois, la moyenne géométrique des plombémies mesurées des 275 (82,8%) enfants exposés ayant participé au dépistage s'élevait à 13,5 µg/L [12,8;14,4], ce qui est comparable à la population générale. Trois plombémies dépassaient le seuil d'intoxication de 50 µg/L. La moyenne géométrique des 199 plombémies des élèves inclus âgés de 3 à 6 ans était égale à 13,8 µg/L [12,9;14,8].

Ce dépistage présente un exemple de gestion du saturnisme infantile à partir d'une problématique environnementale spécifique.

In response to a report highlighting possible lead exposure in a nursery and elementary school in the Seine-Saint-Denis region in France, a major screening program for childhood lead poisoning was carried out in May 2015.

The environmental investigation included an assessment of the presence of lead using X ray fluorescence and its accessibility, as well as a measurement of leachable lead in interior dust. Modeling of expected blood lead levels was achieved via the IEUBK model (Integrated Exposure Uptake Biokinetic Model for Lead in Children). The screened population consisted of 332 exposed children aged from 3 to 11 years old.

Environmental investigations indicated a strong exposure to lead in the school; 27.9% of the dust samples exceeded 100 µg/m² of lead content. The modeled geometric mean blood lead levels varied from 29.7 to 34.6 µg/L, as a function of the measured dust lead concentrations means that ranged between 265 and 354 µg/m². The geometric mean of the measured circulating lead concentration of the 275 exposed and screened children was 13.5 µg/L [12.8;14.4], which is comparable to values reported from the general population. Three measured blood lead levels exceeded the threshold of intoxication of 50 µg/L. The geometric mean blood lead level of 199 children aged 3 to 6 years was 13.8 µg/L [12.9;14.8].

This screening provides an example of lead poisoning management in the context of a specific environmental problem.

Mots-clés : Dépistage, Saturnisme, Enfant, Plombémie, École, Exposition

// **Keywords:** Screening, Lead poisoning, Child, Blood lead level, School, Exposure

Introduction

Les principaux effets toxiques du plomb sur l'organisme intéressent les systèmes neurologiques, rénaux, hématopoïétiques et reproductifs. Ces effets

augmentent avec la dose d'exposition, sans qu'il existe de seuil minimal de plombémie dénué d'effets sur la santé. Les personnes les plus vulnérables sont les enfants âgés de moins de 6 ans et les femmes enceintes, pour leurs fœtus¹.

Depuis la révision du seuil de déclaration par arrêté ministériel du 8 juin 2015⁽¹⁾, le saturnisme infantile est une maladie à déclaration obligatoire, dont le critère de notification est défini par une première plombémie supérieure ou égale à 50 µg/L chez un sujet de moins de 18 ans.

À la suite du signalement par un parent d'élève, auprès de l'Agence régionale de santé d'Île-de-France, le 23 janvier 2015, d'un risque d'exposition au plomb dans un groupe scolaire du département de Seine-Saint-Denis, des investigations environnementales ont été menées, conduisant à un dépistage des enfants exposés.

Le groupe scolaire comprend une école maternelle et une école élémentaire. Il est composé de bâtiments datant de 1898, ayant fait l'objet de deux extensions récentes. L'école maternelle est installée dans les bâtiments anciens. L'école élémentaire se répartit entre un bâtiment récent et une partie des bâtiments anciens. Le groupe scolaire est situé dans un quartier de la ville composé de résidences modernes qui côtoient un habitat ancien dégradé.

L'objectif de cet article est de présenter la démarche ayant abouti au dépistage, ainsi que les résultats de ce dépistage.

Méthodes

Diagnostic environnemental

Début avril 2015, un constat de risque d'exposition au plomb (CREP), complété par des prélèvements de poussières au sol, a été effectué dans les bâtiments anciens, conformément à l'arrêté du 19 août 2011⁽²⁾. Le CREP permet la mesure de la concentration en plomb pour chaque unité de diagnostic (UD), définie comme un élément de construction ou un ensemble d'éléments de construction présentant *a priori* un recouvrement homogène et le même historique en matière de construction et de revêtement. Les mesures de concentration en plomb dans les poussières au sol ont été réalisées conformément à l'arrêté du 12 mai 2009 relatif au contrôle des travaux en présence de plomb⁽³⁾. Dans chaque local situé dans les bâtiments anciens, quatre prélèvements ont été effectués par lingettes, suivis d'une mesure du plomb acido-soluble. La limite de détection (LD) du laboratoire était égale à 100 µg/m² et la limite de quantification (LQ) à 200 µg/m².

⁽¹⁾ Arrêté du 8 juin 2015 modifiant le modèle de la fiche de notification figurant à l'annexe 27 de l'arrêté du 22 août 2011 relatif à la notification obligatoire des maladies infectieuses et autres maladies mentionnées à l'article D. 3113-7 du code de la santé publique. Journal officiel du 16 juin 2015. <https://www.legifrance.gouv.fr/eli/arrete/2015/6/8/AFSP1509304A/jo>

⁽²⁾ Arrêté du 19 août 2011 relatif au constat de risque d'exposition au plomb. Journal Officiel du 1^{er} septembre 2011. <https://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000024524952&categorieLien=id>

⁽³⁾ Arrêté du 12 mai 2009 relatif au contrôle des travaux en présence de plomb, réalisés en application de l'article L. 1334-2 du code de la santé publique. Journal Officiel du 27 mai 2009. <https://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000020668963&categorieLien=id>

Simulation des plombémies attendues

L'objectif de cette estimation était de comparer la plombémie attendue avec le seuil de 5% d'enfants ayant une plombémie supérieure à 50 µg/L, recommandé par le Haut Conseil de la santé publique (HCSP) pour le déclenchement d'un dépistage. L'estimation de l'imprégnation en plomb des élèves exposés a fait appel au modèle IEUBK (*Integrated Exposure Uptake Biokinetic Model for Lead in Children*, version 1.1 pour Windows) développé par la U.S. Environmental Protection Agency (US EPA), qui permet de prédire la plombémie d'enfants de 0 à 6 ans en simulant les processus physiologiques qui la déterminent. Les paramètres permettant d'apprécier l'exposition et retenus par cette modélisation étaient ceux pris en compte dans l'avis du HCSP pour fixer le seuil de déclenchement d'un dépistage du saturnisme infantile².

Afin de tenir compte des incertitudes de mesure de la concentration surfacique de plomb dans les poussières, deux scénarios ont été modélisés : un scénario 1 où sa moyenne arithmétique a été estimée en fixant les teneurs inférieures à LD à 0 µg/m² et les teneurs inférieures à LQ à 100 µg/m² ; un scénario 2 où cette moyenne a été estimée en fixant les teneurs inférieures à LD à 100 µg/m² et les teneurs inférieures à LQ à 200 µg/m².

Population cible

Le groupe scolaire accueillait 493 enfants, dont 337 fréquentaient les bâtiments anciens, répartis en 217 élèves de maternelle et 92 élèves de primaire. S'y ajoutaient 28 élèves participant au club de lecture ou bénéficiant d'une aide aux leçons. Ces 337 élèves ont été inclus dans le dispositif de dépistage. Parmi eux, 5 élèves de maternelle ont été exclus : 3 avaient quitté l'école en cours d'année, 1 l'avait intégrée en avril 2015, et le dernier pour raisons médicales. Les 156 élèves scolarisés dans les bâtiments récents accédaient au groupe scolaire par une entrée distincte et n'étaient pas exposés au moment du signalement.

Mise en place du dépistage

Un mois après la fin des travaux signant l'arrêt de l'exposition, le dépistage a été organisé en trois séances dans le groupe scolaire, aux mois de mai et juin 2015. À l'issue d'une consultation médicale, une plombémie a été réalisée sur place.

Analyses statistiques

Afin de comparer les plombémies selon les catégories d'âge et d'exposition, les résultats du dépistage ont fait l'objet d'analyses statistiques. Les âges ont été fixés au 23 mai 2015, date de la première séance de prélèvements.

Les proportions ont été comparées à l'aide d'un test exact de Fisher et d'un test du Chi². La distribution non gaussienne des plombémies a nécessité une analyse non paramétrique des classements des rangs des valeurs entre groupes pour leur comparaison. Les intervalles de confiance des moyennes arithmétiques et quartiles des variables d'intérêt ont

été estimés par *bootstrap*. Les plombémies du dépistage ont subi une transformation log-normale pour permettre la comparaison des moyennes géométriques³. Pour un p bilatéral, une valeur <0,05 a été considérée comme statistiquement significative.

Les analyses ont été réalisées au moyen de la version 3.2.2 du logiciel R (www.r-project.org).

Résultats

Diagnostic environnemental

Le CREP a confirmé la présence de plomb accessible dans les bâtiments anciens pour 263 UD sur 1 329. Sur ces 263 UD, 238 étaient en état dégradé et 25 en état d'usage. Ces éléments contenant du plomb accessible étaient localisés de façon hétérogène dans le groupe scolaire : hall d'entrée, couloirs, salles de classe, dortoirs, cours de récréation, réfectoire.

Sur 43 échantillons de poussières, 3 mesures étaient supérieures à 300 µg/m², à savoir 8 188 µg/m², 1 202 µg/m² et 843,2 µg/m², respectivement prélevés dans un couloir desservant deux classes, dans un dortoir destiné aux élèves de maternelle et dans un dégagement du rez-de-chaussée emprunté quotidiennement par les enfants pour accéder au restaurant scolaire. Neuf autres mesures étaient comprises entre 100 et 300 µg/m². Au total, 27,9% des échantillons de poussières présentaient une concentration surfacique en plomb supérieure à 100 µg/m².

Plombémies attendues

Le budget espace-temps des enfants dans l'école, estimé à 24 heures hebdomadaires (14,3%), a été reporté dans la rubrique « *Multiple Source Analysis* » d'IUEBK, accompagné des moyennes arithmétiques des prélèvements de poussières selon les deux scénarios envisagés, soit 265 µg/m² (1 052 µg/g pour un taux d'empoussièrement de 0,252 g/m²) et 354 µg/m² (1 405 µg/g). En dehors de l'école, la concentration du plomb dans les poussières était issue de l'enquête Plomb-Habitat⁴ utilisée par le HCSP.

La moyenne géométrique des plombémies modélisées des enfants de 3 à 6 ans variait entre 29,7 µg/L (scénario 1) et 34,6 µg/L (scénario 2). Cette modélisation indiquait que le pourcentage d'enfants exposés pour lesquels la plombémie attendue était supérieure à 50 µg/L était compris entre 13% (scénario 1) et 22% (scénario 2), pour cette tranche d'âge. Ces pourcentages modélisés franchissaient le seuil de 5% d'enfants intoxiqués, défini par le HCSP pour mettre en œuvre un dépistage.

Analyse descriptive des plombémies du dépistage

Parmi les 332 élèves exposés, 275 (82,8%) ont réalisé une plombémie. Parmi les 156 élèves non exposés au moment du signalement, 65 (41,7%) ont également été prélevés.

La population incluse dans le dépistage comprenait 332 enfants âgés de 3 à 11 ans, dont 47,6% de filles (n=158) et 52,4% de garçons (n=174). Parmi

les 57 enfants exposés non dépistés, on relevait 73,7% d'enfants âgés de 3 à 6 ans et 22,8% âgés de 7 à 9 ans ; 45,6% étaient des filles (n=26) et 54,4% des garçons (n=31).

Les enfants dépistés ont été subdivisés en quatre sous-groupes : 172 élèves de maternelle, 80 élèves de classes élémentaires, 23 enfants fréquentant les bâtiments anciens à l'occasion des séances d'aide aux leçons ou de club de lecture et 65 élèves non exposés.

Cinq plombémies dont le résultat était strictement inférieur au seuil de quantification de 10 µg/L d'un des deux laboratoires (ayant effectué 11 analyses) ont été considérées comme égales à 9,9 µg/L.

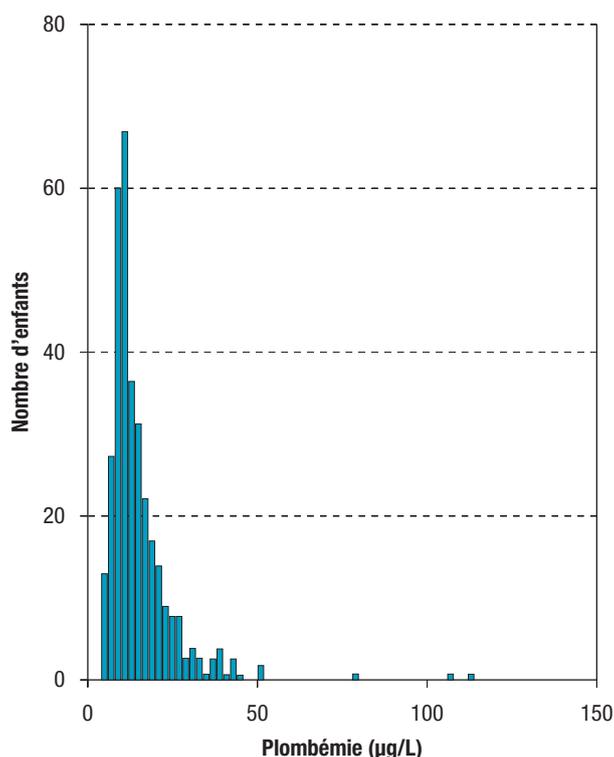
Le dépistage a révélé 3 plombémies supérieures à 50 µg/L parmi la population exposée. Deux résultats supérieurs à 50 µg/L ont été retrouvés chez des enfants non exposés. Ces 5 enfants appartenaient à deux fratries. Vingt-huit plombémies étaient comprises entre 25 et 49 µg/L dans la population des enfants exposés (10,2%), soit un pourcentage comparable aux 12,3% des plombémies comprises dans le même intervalle chez les 65 élèves non exposés (p=0,78). La distribution des 340 plombémies du dépistage est détaillée dans la figure 1.

Analyse comparative selon les catégories d'exposition

Les moyennes géométriques observées, selon les catégories d'exposition, étaient comprises entre 12,5 et 14,3 µg/L (tableau). La moyenne géométrique des plombémies des élèves exposés était

Figure 1

Distribution des plombémies du dépistage (en µg/L) dans une école de Seine-Saint-Denis, France, 2015



égale à 13,5 µg/L (intervalle de confiance à 95%, IC95%: [12,8;14,4]), comparable à celle de l'ensemble des enfants prélevés, qui s'élevait également à 13,5 µg/L [12,8;14,2]. Il n'a pas été mis en évidence de différence significative des moyennes géométriques des plombémies selon les catégories d'exposition, les classes d'âge, ou le sexe (tableau). La représentation graphique des plombémies selon les catégories d'exposition est présentée en figure 2.

Vingt-neuf enfants de 3 ans ayant fréquenté un dortoir dans lequel 1 202 µg/m² de plomb dans les poussières ont été relevés présentaient une moyenne géométrique de leurs plombémies égale à 12,1 µg/L [10,1;14,4].

La moyenne géométrique des 199 plombémies des élèves inclus âgés de 3 à 6 ans était égale à 13,8 µg/L [12,9;14,8].

Discussion

Les recommandations du HCSP, issues du rapport de juin 2014 entraînant la réduction du seuil légal de définition du saturnisme infantile de 100 à 50 µg/L, visaient à réduire la moyenne géométrique des plombémies à 12 µg/L dans la population générale. Selon

ce rapport, une contamination par le plomb des milieux en contact avec des enfants conduisant au risque d'obtenir au moins 5% des plombémies supérieures à 50 µg/L, devait conduire à la réalisation d'un dépistage pour une éventuelle prise en charge individuelle.

Si l'on considère les plombémies du dépistage de la population exposée de notre échantillon, seuls 3 enfants (1%) dépassaient le seuil de 50 µg/L. Les enquêtes environnementales effectuées aux domiciles de ces enfants ont révélé une accessibilité au plomb. Au demeurant, les distributions des plombémies du dépistage et la moyenne géométrique de notre population exposée âgée de moins de 6 ans étaient comparables à celles obtenues dans l'enquête de prévalence Saturn'Inf estimée à 15 µg/L chez les enfants de 1 à 6 ans résidant en Île-de-France⁵. De plus, la moyenne géométrique des plombémies de primodépistage en France était égale à 21,6 µg/L [21,4;21,8] pour la période 2008-2011, et la médiane à 21 µg/L⁶ ; 54% de ces enfants présentaient des facteurs de risque. Si les auteurs jugeaient cette moyenne géométrique basse après recherche de facteurs de risque, elle est plus élevée que celle révélée par notre dépistage.

Tableau

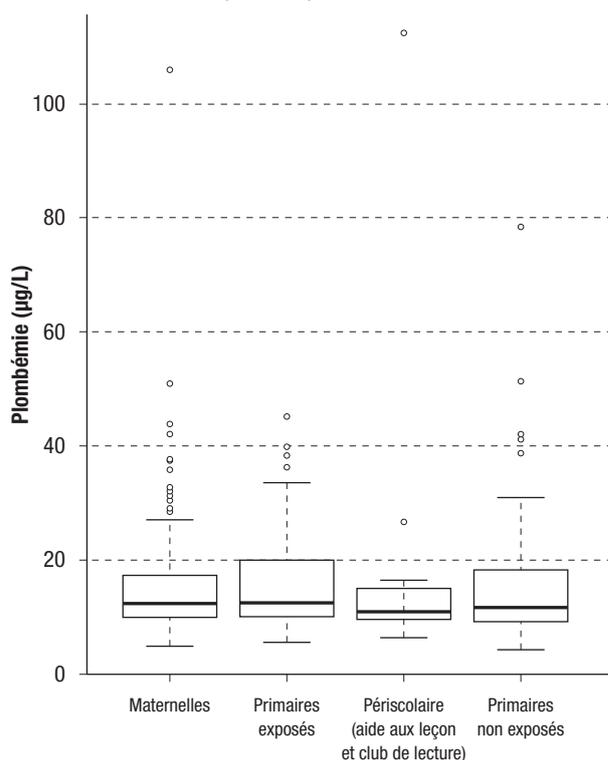
Analyse comparative des plombémies du dépistage (en µg/L) dans une école de Seine-Saint-Denis, France, 2015

	N	Moyenne arithmétique	p	Moyenne géométrique	p	Percentile 50	Percentile 75
Plombémies							
Population totale	340	15,7 [14,6;17,0]		13,5 [12,8;14,2]		12,2 [11,7;12,9]	17,8 [16,6;19,2]
Population exposée	275	15,6 [14,3;16,9]		13,5 [12,8;14,4]		12,3 [11,7;13,1]	17,6 [16,2;19,6]
Catégories d'exposition							
Maternelles	172	15,3 [13,8;16,9]	0,30	13,4 [12,4;14,4]	0,63	12,4 [11,4;13,8]	17,4 [15,8;20,7]
Primaires exposés	80	16,1 [14,2;17,8]		14,3 [12,9;15,9]		12,5 [11,4;15,9]	20,0 [16,5;23,2]
Aide aux leçons et club de lecture	23	16,4 [11,3;23,4]		12,5 [9,7;16,1]		11,0 [10,0;13,9]	15,3 [12,3;16,2]
Primaires non exposés	65	16,0 [13,2;19,4]		13,2 [11,4;15,2]		11,7 [10,4;13,3]	18,3 [14,1;23,3]
Classes d'âge (population exposée)							
3 à 6 ans	199	15,8 [14,3;17,3]	0,17	13,8 [12,9;14,8]	0,30	12,6 [12,0;14,2]	18,6 [16,7;20,8]
>6 ans	76	15,1 [13,5;16,9]		12,9 [11,5;14,4]		11,4 [11,2;11,9]	16,2 [15,3;17,5]
Sexe (population exposée)							
Filles	132	14,9 [13,6;16,2]	0,91	13,4 [12,4;14,5]	0,74	12,5 [11,4;13,9]	18,6 [17,1;21,2]
Garçons	143	16,2 [14,1;18,7]		13,7 [12,5;14,9]		12,2 [11,3;14,2]	16,9 [15,7;19,6]

Chaque estimation est accompagnée de son intervalle de confiance à 95%.

Figure 2

Box-plots des plombémies du dépistage (en µg/L) selon les catégories d'exposition dans une école de Seine-Saint-Denis, France, 2015



Les éléments suivants peuvent expliquer la faible proportion d'enfants intoxiqués dans notre population comparativement aux valeurs prédites. Ainsi, la modélisation des plombémies attendues réalisée avec IEUBK à partir des paramètres utilisés par le HCSP montrait que la proportion de 5% d'enfants dépassant le seuil de 50 µg/L était largement dépassée, évoquant la possibilité d'une surestimation des niveaux d'exposition. En effet, afin d'estimer une quantité d'exposition moyenne par les poussières au sol, cette modélisation ne pouvait tenir compte de son hétérogénéité spatiale. Par ailleurs, si les quantités de terres et de poussières ingérées recommandées par l'US EPA⁷ ont été utilisées pour la simulation des plombémies attendues par le HCSP, l'analyse réalisée par Stanek et coll.⁸ suggère que la médiane des quantités de terres et poussières ingérées est environ 4 fois plus faible. Ces résultats sont confirmés par ceux de von Lindern et coll.⁹, concluant que les moyennes des taux d'ingestion sont inférieures de 40% aux valeurs par défaut d'IEUBK.

Le délai entre l'arrêt de l'exposition des enfants et la première séance de dépistage, pendant lequel ont eu lieu les travaux de suppression du risque, a été de 36 jours. Compte tenu de la demi-vie d'élimination du plomb dans le sang, égale à 35 jours¹⁰, il est possible que cet intervalle de temps ait contribué à décaler notre distribution vers la gauche, pouvant correspondre à la proportion non négligeable d'enfants exposés dont les plombémies étaient situées entre 25 et 49 µg/L.

Un dépistage est également confronté au biais de volontariat, et nous manquons d'information concernant les 18,2% d'élèves non-répondeurs.

Conclusion

Ce dépistage en milieu scolaire présente un exemple de gestion du saturnisme infantile atypique, faisant apparaître que, si la modélisation est utile à la décision de mettre en œuvre un dépistage, elle est insuffisante pour évaluer l'importance de l'impact sanitaire dans les situations d'exposition comparables. ■

Remerciements

Nous remercions le Dr R. Lopez et l'ensemble des acteurs locaux ayant participé au dépistage, l'Unité territoriale de Seine-Saint-Denis de la Direction régionale et interdépartementale de l'hébergement et du logement, l'Inspection académique de Seine-Saint-Denis, Santé publique France, et plus particulièrement C. Daniau, C. Kairo et C. Lecoffre pour leur contribution, le Dr F. Séverac et le Dr KE. Assmann.

Références

[1] Lanphear BP, Hornung R, Khoury J, Yolton K, Baghurst P, Bellinger DC, et al. Low-level environmental lead exposure and children's intellectual function: an international pooled analysis. *Environ Health Perspect.* 2005;113(7):894-9.

[2] Haut Conseil de la santé publique. Expositions au plomb : détermination de nouveaux objectifs de gestion. Paris: HCSP; 2014. 99 p. http://www.hcsp.fr/Explore.cgi/Telecharger?NomFichier=hcspr20140523_expoplombnouvobgest.pdf

[3] Bland JM, Altman DG. Statistic notes: The use of transformation when comparing two means. *BMJ.* 1996;312(7039):1153.

[4] Gloennec P, Lucas JP, Etchevers A, Oulhote Y, Mandin C, Poupon J, et al. Children's lead exposure at home. The Plomb-Habitat Project (2008-2014): principal results, impact, and perspectives. *Environnement, Risques & Santé.* 2015; 14(1):28-37.

[5] Etchevers A, Bretin P, Le Tertre A, Lecoffre C. Imprégnation des enfants français par le plomb en 2008-2009. Enquête Saturn-Inf 2008-2009. Enquête nationale de prévalence du saturnisme chez les enfants de 6 mois à 6 ans. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2013. 51 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=11631

[6] Lecoffre C, Ménard E. Saturnisme chez l'enfant. France 2008-2011, résultats. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2014. 51 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=12034

[7] United States Environmental Protection Agency. Exposure Factors Handbook 2011 Edition (Final). Washington, DC, 20460: US EPA; 2011. 1436 p. <https://cfpub.epa.gov/ncea/risk/recordisplay.cfm?deid=236252>

[8] Stanek EJ, Calabrese EJ, Zorn M. Biasing factors for simple soil ingestion estimates in mass balance studies of soil ingestion. *Hum Ecol Risk Assess.* 2001;7(2):329-55.

[9] von Lindern I, Spalinger S, Stifelman ML, Stanek LW, Bartrem C. Estimating children's soil/dust ingestion rates through retrospective analyses of blood lead biomonitoring from the Bunker Hill Superfund site in Idaho. *Environ Health Perspect.* 2016;124(9):1462-70.

[10] Rabinowitz MB, Wetherill GW, Kopple JD. Kinetic analysis of lead metabolism in healthy humans. *J Clin Invest.* 1976;58(2):260-70.

Citer cet article

Carpentier O, Bassi C, Mekhous S, Langrand J. Pertinence d'un dépistage du saturnisme infantile dans une école de Seine-Saint-Denis. *Bull Epidemiol Hebd.* 2017;(4):78-82. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/4/2017_4_2.html