

Numéro thématique – Inégalités sociales de santé

Special issue – Social health inequalities

p. 73 **Éditorial / Editorial**

p. 74 **Sommaire détaillé / Table of contents**

Coordination scientifique du numéro / *Scientific coordination of the issue*: Thierry Lang, Université Paul Sabatier, Inserm, UMR 1027, Toulouse, France et pour le comité de rédaction du BEH : Isabelle Grémy, Observatoire régional de santé d'Île-de-France, Paris, France, et Eric Jouglu, Inserm-CépiDc, Le Vésinet, France

Éditorial / Editorial

Thierry Lang,
Université Paul Sabatier, Inserm, UMR 1027, Toulouse, France

Chez les enfants de 5 à 6 ans, la surcharge pondérale a reculé entre 2000 et 2006. Ces résultats sont encourageants, tant le surpoids et l'obésité conditionnent l'état de santé futur de cette génération. Ils sont pourtant assombris d'une réserve, qui n'est pas spécifique à cet état de santé. Alors que les résultats sanitaires obtenus en France sont d'un très bon niveau par rapport aux pays qui nous entourent, les inégalités sociales de santé ne montrent aucune tendance à disparaître. C'est malheureusement ce que l'on observe pour le surpoids des enfants de 5-6 ans¹ : il a baissé en moyenne mais, dans le même temps, les inégalités sociales de santé se sont creusées. L'amélioration de l'état de santé moyen au cœur de nos politiques publiques de santé ne peut donc suffire et notre système de santé doit se fixer un deuxième objectif explicite, dont l'atteinte ne découle pas mécaniquement du premier, celui de réduire les inégalités sociales de santé.

De fait, cet objectif est aujourd'hui sur l'agenda. Il est au cœur du plan cancer 2, un rapport du Haut Conseil de la santé publique² appelle à « sortir de la fatalité » et il est inscrit dans les missions des Agences régionales de santé. Ce numéro du BEH approfondit nos connaissances et notre compréhension des phénomènes en jeu, mais que peut-on retenir pour proposer des pistes d'intervention et de politiques publiques ?

Il importe de hisser notre dispositif statistique à la hauteur des enjeux. Les connaissances sont riches, mais issues d'études et de travaux de recherche, sans production régulière d'information. Deux éléments retiennent l'attention. Des caractéristiques sociales individuelles sont en partie disponibles pour la mortalité, mais peu pour la morbidité et leurs conséquences fonctionnelles, qui sont les enjeux majeurs dans un paysage dominé par les maladies chroniques. Vivre « en bonne santé » est la condition pour une bonne intégration sociale, elle-même facteur de prévention de la dépendance aux âges élevés. Or, les inégalités d'espérance de vie en bonne santé sont marquées et ajoutent une inégalité à celles que creuse déjà la mortalité. Parce qu'inégalités sociales de santé et inégalités territoriales sont liées, que les interventions peuvent avoir ce point d'entrée territorial, il est nécessaire de disposer d'indicateurs permettant de caractériser les zones d'intervention prioritaires et pouvoir produire des données de santé à un échelon géographique fin. Ces possibilités d'analyse et de suivi en sont aujourd'hui encore au stade de la recherche.

Si l'accès à des soins de qualité est un enjeu toujours essentiel, ce numéro du BEH rappelle que les déterminants des inégalités sociales de santé sont hors du système de santé et appelle à des interventions intersectorielles sur la santé. Le rôle du travail et de l'emploi est majeur. Rappelons par exemple que, pour le cancer du poumon, 50% de la surmortalité des ouvriers est liée aux expositions professionnelles³ et que les cancers sont à l'origine de 40% des inégalités sociales de santé⁴. Les liens entre environnement et territoires ne renvoient pas seulement à l'environnement physique et chimique. Il est connu que la prévalence de l'obésité est liée au revenu individuel. Mais à revenu personnel fixé, le revenu moyen de

¹ Guignon N, Collet M, Gonzalez L. La santé des enfants en grande section de maternelle en 2005-2006. Études et Résultats 2010 ; (737). Disponible sur : <http://www.sante-jeunesse-sports.gouv.fr/IMG/pdf/er737.pdf>

² Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité. Rapport du Haut Conseil de la santé publique, décembre 2009. Disponible sur : <http://www.hcsp.fr>

³ Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P, eds. Social inequalities and cancer. IARC Scientific publications No 138. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1997

⁴ Menvielle G, Leclerc A, Chastang JF, Luce D. Inégalités sociales de mortalité par cancer en France : état des lieux et évolution temporelle. Bull Epidemiol Hebd 2008;(33): 289-92.

la zone de résidence (reflétant les équipements collectifs, l'accessibilité des produits...) est un facteur tout aussi déterminant. Or la zone de résidence est accessible aux interventions et politiques publiques pouvant permettre de favoriser les comportements sains. Ces derniers ne sont pas de la seule responsabilité de l'individu, les inégalités sociales de santé observées chez les enfants en témoignent.

Enfin, la construction de la santé et des inégalités sociales de santé est un processus qui débute dès l'enfance, voire avant la naissance. Évoquer ce problème de temporalité n'est pas nécessairement un obstacle à la mise en place de politiques publiques porteuses de résultats à long terme. L'obésité et le surpoids des enfants en apportent une preuve. L'impact sur les inégalités de santé et de mortalité des disparités sociales de prévalence du surpoids aujourd'hui se révélera dans une quarantaine d'années (diabète, hypertension artérielle, maladies chroniques...); mais les résultats des interventions peuvent s'évaluer facilement sur le critère intermédiaire qu'est l'index pondéral.

Le défi pour notre système de santé est d'utiliser les connaissances accumulées pour réduire les inégalités sociales de santé et éviter un creusement dans un contexte de crise. Le recul de l'espérance de vie récemment observé aux États-Unis⁵ souligne que les progrès ne sont pas inexorables et que la réduction des inégalités sociales de santé est la condition d'une amélioration globale de l'état de santé. Les causes du recul de l'espérance de vie aux États-Unis sont attribuées au tabac et à l'obésité. Les articles de ce numéro du BEH nous invitent à penser que ces deux facteurs ne sont que des causes proximales dans une chaîne de causes et que derrière ces comportements qualifiés d'individuels, il existe des causes fondamentales (sociales, économiques, commerciales, réglementaires...) qui facilitent tel ou tel comportement ou affectent directement la santé et sont accessibles à des interventions ou des politiques publiques de réduction des inégalités sociales de santé.

⁵ Centers for Disease Control and Prevention. National Vital Statistics Reports 2010;59, n°2. Disponible sur : <http://www.cdc.gov/nchs/products/nvsr.htm>

Sommaire détaillé / *Table of contents*

INÉGALITÉS SOCIALES DE SANTÉ *SOCIAL HEALTH INEQUALITIES*

- p. 75 **Les inégalités sociales de santé en France. Exploitation de l'enquête Handicap-Santé 2008**
Health and social inequalities in France. Exploitation of the 2008 Disability and Health Survey in Households
-
- p. 79 **Travail, emploi et inégalités sociales de santé**
Occupational exposures, employment status, and social inequalities in health
-
- p. 82 **Pour qui la retraite sonnera ? Les inégalités d'espérance de vie en bonne santé avant et après 65 ans**
For whom retirement will toll? Occupational inequalities in health expectancy beyond and after age 65 in France
-
- p. 87 **Mesure des inégalités de mortalité par cause de décès. Approche écologique à l'aide d'un indice de désavantage social**
Measuring social inequalities in mortality by cause of death. Ecological approach based on social a deprivation index
-
- p. 91 **Inégalités sociales et territoriales de santé : l'exemple de l'obésité dans la cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005**
Social and neighborhood inequalities in health: the example of obesity in the SIRS cohort, Paris metropolitan area, 2005
-
- p. 95 **Encadré – Surpoids et obésité chez les enfants de 6 ans en France, 2005-2006**
Box – Overweight and obesity in 6 year-old children in France, 2005-2006
-
- p. 96 **L'influence à long terme du milieu social d'origine et du tabagisme des parents sur le tabagisme en France : les résultats de l'enquête Santé et protection sociale 2006**
Long term impact of social background and parental smoking on adult smoking in France: Results from the 2006 ESPS Survey
-
- p. 99 **Inégalités sociales de santé : propositions du Haut Conseil de la santé publique pour la prochaine loi de santé publique**
Socioeconomic inequalities in health: proposals from the Haut Conseil de la Santé Publique for the next Public Health Law
-

Les inégalités sociales de santé en France. Exploitation de l'enquête Handicap-Santé 2008

Alexis Montaut (alexis.montaut@sante.gouv.fr), Sandrine Danet

Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), Paris, France

Résumé / Abstract

Introduction – L'enquête Handicap-Santé en Ménages, réalisée en 2008, permet d'analyser les inégalités sociales de santé au travers de divers indicateurs déclaratifs : santé perçue, limitations fonctionnelles, déterminants de santé, recours aux dépistages.

Méthode – L'enquête s'appuie sur un échantillon de 23 700 personnes représentatif de la population âgée de 18 ans ou plus et vivant à domicile. Un modèle logistique permet de comparer les risques de santé selon la catégorie sociale (CS) pour chacun des indicateurs de santé étudié.

Résultats – À âge égal, les ouvriers et ouvrières ont respectivement 3 et 4 fois plus de risques de juger leur état de santé altéré que les cadres. Après 60 ans, les ouvriers déclarent aussi deux fois plus souvent des incapacités et deux fois plus de difficultés pour rester autonomes dans les activités du quotidien que les cadres.

Discussion – Quel que soit l'indicateur étudié, un gradient social oppose les cadres et professions intermédiaires aux employés et ouvriers. Ce gradient est toutefois moins prononcé chez les femmes en termes de recours aux dépistages, probablement parce qu'elles sont plus proches du système de soins. Ces inégalités de santé s'expliquent en partie par des conditions de travail différentes : la CS reflète une position sociale mais aussi un environnement, des modes de vie et des comportements liés à la santé.

Health and social inequalities in France. Exploitation of the 2008 Disability and Health Survey in Households

Aim – The Disability and Health Survey in Households, conducted in 2008, provides several declarative health indicators (self-perceived health, functional limitations, health determinants and prevention), leading to social health inequalities

Methods – Based on a 23,700 representative sample of French population over 18 years old living in households, the survey is used to provide comparisons between social groups (SG) for each indicator, using logistic regression models.

Results – Men and women of lower-status occupations have respectively 3 and 4 times more chance of not stating a good self-perceived health, compared to men and women in high socioeconomic positions and of the same age. After 60, workers of lower-status occupations state twice more frequently disabilities and twice more frequently difficulties to remain autonomous in daily activities than higher status workers.

Discussion – Whatever the indicator used, a social gradient is observed in the relationship between socioeconomic status and health. This gradient has a lower magnitude when considering screenings for women, maybe because they are closer to the health system than men. The differences between working conditions partly explain these social inequalities but social levels also reflect different ways of life, risky behaviours and health practices.

Mots clés / Key words

Inégalités sociales de santé, santé perçue, limitations fonctionnelles, incapacités, déterminants de santé / Social inequalities, perceived health, functional limitations, disabilities, health determinants

Introduction

L'enquête Handicap-Santé en Ménages a été réalisée en 2008 auprès d'un échantillon représentatif de la population résidant en France métropolitaine et dans les départements d'outre-mer (Dom). Elle succède aux enquêtes Décennale Santé 2003 et Handicaps-Incapacités-Dépendance 1999-2001. Les thèmes de la santé et du handicap y sont associés pour la première fois. L'objectif de cette étude est d'analyser, sur un échantillon représentatif de la population vivant à domicile, les inégalités sociales de santé au travers de données relatives à la santé des personnes recueillies dans cette enquête : la santé perçue, les limitations fonctionnelles et restrictions d'activité, les déterminants de santé (obésité, tabagisme) et le recours aux dépistages.

Matériel et méthodes

Population d'étude

L'enquête Handicap-Santé a été réalisée auprès de 28 500 personnes de tous âges résidant en France métropolitaine et dans les Dom. Afin d'assurer la robustesse des analyses sur les problématiques liées

au handicap, les personnes en situation de handicap ont été surreprésentées dans l'échantillon grâce à une enquête-filtre préalable qui a permis de les repérer [1]. Le champ de l'étude concerne les adultes âgés de 18 ans et plus, soit 23 700 personnes dont 48% d'hommes et 52% de femmes. Par ailleurs, l'échantillon comporte 9 400 individus âgés de 60 ans ou plus. L'entretien a été réalisé en face-à-face par des enquêteurs de l'Insee, au domicile des personnes interrogées. Si l'état de santé d'une personne ne lui permettait pas de répondre à l'enquête par elle-même, un tiers pouvait répondre à sa place. Le taux de réponse à l'enquête est de 77%, et un tiers a répondu à la place de l'enquêté lors de 5% des entretiens. Les données de l'enquête ont été redressées sur le sexe, l'âge et les huit grandes zones géographiques d'études et d'aménagement du territoire (Zeal).

Indicateurs de santé analysés

Les indicateurs de santé recueillis dans l'enquête sont de nature déclarative. Ces indicateurs sont considérés au sens large. Dans cette étude l'analyse porte sur :

- la santé perçue. Il s'agit de la première question du mini-module européen : « Comment est votre état de santé en général ? », avec cinq modalités de réponse possibles « Très bon, bon, assez bon, mauvais, très mauvais ». On parle de santé « altérée » lorsque l'enquêté juge son état de santé « assez bon, mauvais ou très mauvais » ;
- les limitations fonctionnelles, physiques, cognitives ou sensorielles, leur retentissement dans la vie quotidienne (restrictions pour les soins personnels) (tableau 1) et leur compensation (utiliser une aide technique efficace, c'est-à-dire qui diminue le niveau de difficultés, pour marcher 500 mètres sur terrain plat). Avant 60 ans, les limitations fonctionnelles sont peu fréquentes et engendrent rarement des restrictions dans les activités du quotidien, c'est pourquoi l'analyse est centrée sur les 60 ans et plus ;
- l'obésité, définie par un indice de masse corporelle (IMC = poids/taille², exprimé en kg/m²) supérieur à 30, à partir des données de taille et de poids déclarés ;
- le tabagisme quotidien ; il est défini par le fait de déclarer fumer du tabac (cigarettes manufacturées ou roulées, cigare, pipe, autres) tous les

Tableau 1 Limitation fonctionnelle et difficultés pour les soins personnels – Définition. Enquête Handicap-Santé 2008, France / *Table 1* Functional limitations and difficulties in terms of personal care – Definition. 2008 Disability and Health Survey, France

« Avoir beaucoup de difficultés » ou « ne pas pouvoir du tout » réaliser les actions suivantes (sans aide technique, sauf mention expresse du contraire) :	Fonction altérée
Marcher 500 mètres sur un terrain plat Monter ou descendre un étage d'escaliers Se baisser ou s'agenouiller Porter un sac à provisions de 5 kg sur 10 mètres Lever le bras pour attraper un objet en hauteur Prendre un objet dans chaque main Utiliser ses doigts pour manipuler un robinet, des ciseaux...	Physique
Apprendre de nouveaux savoirs Résoudre des problèmes de la vie quotidienne Se concentrer plus de 10 minutes Comprendre ou se faire comprendre des autres Savoir à quel moment de la journée on est Se mettre en danger par son comportement	Cognitive
Voir clairement les caractères d'imprimerie d'un journal (avec éventuelle correction) Voir le visage de quelqu'un à 4 mètres, de l'autre côté de la rue (avec éventuelle correction) Entendre dans une conversation avec plusieurs personnes (avec éventuel appareillage)	Sensorielle
Difficultés pour les soins personnels : Avoir « quelques difficultés », « beaucoup de difficultés » ou « ne pas pouvoir du tout » réaliser seul une des activités de soins personnels suivantes	
Se coucher et se lever du lit Se laver (bain ou douche) S'habiller et se déshabiller Couper sa nourriture et se servir à boire Manger et boire une fois la nourriture prête S'asseoir et se lever d'un siège Se servir des toilettes	

jours et est recueilli par questionnaire papier auto-administré : l'échantillon des répondants à cet auto-questionnaire compte 14 400 individus, les données étant alors redressées sur le sexe, l'âge, la Zeat ainsi que les variables de santé de l'enquête principale ; – le recours au dépistage du cancer colorectal (avoir eu un dépistage de moins de deux ans pour les hommes et femmes de 50 à 74 ans) et, pour les femmes, du cancer du sein (mammographie de moins de deux ans pour les femmes de 50 à 74 ans) et de l'utérus (frottis cervico-utérin de moins de trois ans pour les femmes âgées de 25 à 65 ans). Pour l'analyse des disparités sociales, c'est la catégorie sociale (CS) de la personne enquêtée qui est utilisée : la CS actuelle pour les personnes d'âges actifs, et la dernière CS pour les personnes à la retraite. La CS est déclinée en sept classes : agriculteur(trice), artisan(e)-commerçant(e), cadre, profession intermédiaire, ouvrier(ère), employé(e) et la catégorie « autres », qui regroupe les personnes inactives au moment de l'enquête ou n'ayant jamais travaillé (personnes au foyer, étudiants).

Analyses statistiques

Pour chacun des indicateurs de santé étudiés, des modèles de régressions logistiques ont été utilisés pour estimer les risques de santé d'une catégorie sociale par rapport aux cadres qui sont pris comme référence. L'âge et le sexe ont systématiquement été pris en compte, soit par ajustement dans la régression logistique, soit par stratification, en présentant deux modèles séparés pour les hommes et les femmes. Les risques relatifs, calculés à partir des coefficients de la régression logistique, sont présentés accompagnés de leur intervalle de confiance à 95%. Les analyses sont effectuées à l'aide la Proc Logistic de SAS® V9.

Résultats

Les réponses relatives à la santé perçue font apparaître un gradient social de santé décroissant, qui s'échelonne des cadres et professions intermédiaires aux employés, ouvriers et autres. Ce gradient est observé pour les hommes comme pour les femmes, en corrigeant des différences de structure par âge des catégories sociales. Ainsi, à âge égal, une ouvrière a 4,2 fois plus de risque de juger son état de santé altéré qu'une femme cadre (tableau 2).

En termes de limitations fonctionnelles, la hiérarchie des CS est pratiquement inchangée. Après

60 ans, un ouvrier a 2,1 fois plus de risques de déclarer une limitation fonctionnelle qu'un cadre (tableau 3). La situation des professions intermédiaires n'est cette fois pas significativement différente de celle des cadres. Enfin, en présence d'une limitation fonctionnelle et à sexe et âge comparables, un ouvrier a 2 fois plus de risques qu'un cadre de déclarer des difficultés pour les soins personnels (faire sa toilette, manger, se lever du lit) (tableau 1).

Si l'on se concentre sur les « difficultés pour marcher 500 mètres sur terrain plat » après 60 ans, les ouvriers ont 2,5 fois plus de risque que les cadres de déclarer ce type de difficultés. La probabilité de déclarer une aide technique efficace est moindre dans toutes les catégories sociales comparativement aux cadres (-20% pour les ouvriers et employés) mais ces écarts ne sont pas significatifs (tableau 4). En ce qui concerne les déterminants de santé, les ouvriers et ouvrières fument nettement plus souvent que les cadres (respectivement 2 et 1,8 fois plus) et la prévalence de l'obésité est deux à trois fois plus élevée chez les ouvriers que chez les cadres. Ce sont les agriculteurs qui déclarent le moins fumer quotidiennement du tabac ; en revanche, à âge égal, ils déclarent plus souvent que les autres être obèses (hors CS « Autres » chez les femmes) (tableau 5). Les cadres et professions intermédiaires déclarent plus fréquemment avoir recours aux dépistages : pour les hommes âgés de 50 et 74 ans, les autres CS ont une probabilité de ne pas avoir bénéficié, comme recommandé, d'un dépistage du cancer colorectal dans les deux ans précédents l'enquête supérieure de 10% à celle des cadres et professions intermédiaires. Chez les femmes, les ouvrières et agricultrices âgées de 25 à 65 ans ont une probabilité de ne pas avoir effectué un frottis dans les trois années précédant l'enquête 2 fois plus importante que celle des cadres et professions intermédiaires. Ces écarts sont un peu plus faibles pour la réalisation d'une mammographie de moins de deux ans.

Tableau 2 Prévalence et risques de déclarer sa santé altérée par catégorie sociale et par sexe chez les personnes de 18 ans et plus. Enquête Handicap-Santé 2008, France / *Table 2* Prevalence and risks of reporting impaired health by social group and sex in people aged 18 and over. 2008 Disability and Health Survey, France

Catégorie sociale	Hommes			Femmes		
	Répartition %	Santé altérée %	RR* [IC 95%]	Répartition %	Santé altérée %	RR* [IC 95%]
Cadre	17	17	1,0 [ref]	8	16	1,0 [ref]
Profession intermédiaire	19	24	1,7 [1,5-2,0]	18	22	1,7 [1,4-2,0]
Artisan(e), commerçant(e)	8	31	1,9 [1,6-2,3]	4	46	2,6 [2,0-3,3]
Employé(e)	11	26	2,3 [1,9-2,8]	38	33	2,6 [2,2-3,1]
Agriculteur(trice)	4	45	2,7 [2,2-3,4]	3	55	2,8 [2,1-3,6]
Ouvrier(ère)	32	34	3,3 [2,8-3,7]	9	51	4,2 [3,5-5,1]
Autre	9	22	5,4 [4,4-6,6]	20	34	4,4 [3,6-5,2]

Lecture : Parmi les agriculteurs ou anciens agriculteurs, qui représentent 4% de la population des 18 ans ou plus, 45% des hommes jugent leur santé altérée. Par rapport à un homme cadre de même âge, un agriculteur a 2,7 fois plus de risques de juger sa santé altérée.

* Risques relatifs ajustés sur l'âge.
En gras : significatif à 5%.

Tableau 3 Risques de déclarer des limitations fonctionnelles et des difficultés pour les soins personnels par catégorie sociale chez les personnes de 18 ans et plus. Enquête Handicap-Santé 2008, France / Table 3 Risks of reporting functional limitations and hardship for care by social group in people aged 18 and over. 2008 Disability and Health Survey, France

Catégorie sociale	18-59 ans		60 ans et plus		
	Au moins une limitation fonctionnelle		Au moins une limitation fonctionnelle		Avec difficultés pour les soins personnels
	Prévalence %	RR* [IC 95%]	Prévalence %	RR* [IC 95%]	RR* [IC 95%]
Cadre	4	1 [ref]	24	1 [ref]	1 [ref]
Profession intermédiaire	8	2,1 [1,6-2,6]	27	1,1 [0,9-1,3]	1,2 [0,7-2,0]
Artisan(e), commerçant(e)	9	2,1 [1,5-2,8]	39	1,5 [1,2-1,8]	1,9 [1,2-2,9]
Employé(e)	14	3,8 [3,0-4,7]	44	1,7 [1,4-2,0]	1,8 [1,2-2,6]
Agriculteur(trice)	15	3,5 [2,4-4,9]	50	1,9 [1,5-2,2]	2,2 [1,4-3,3]
Ouvrier(ère)	16	4,7 [3,8-5,8]	47	2,1 [1,9-2,5]	2,0 [1,4-3,0]
Autre	19	7,8 [6,3-9,6]	59	2,2 [1,9-2,7]	2,6 [1,7-3,8]

Lecture : après 60 ans, et à sexe et âge comparables, les ouvriers ont 2,1 fois plus de risques de déclarer au moins une limitation fonctionnelle que les cadres. Parmi les personnes de plus de 60 ans qui déclarent des limitations fonctionnelles, les ouvriers ont 2,0 fois plus de risques de déclarer des difficultés pour les soins personnels que les cadres.

* Risques relatifs ajustés sur le sexe et l'âge.

En gras : significatif à 5%.

Tableau 4 Compensation des limitations fonctionnelles par catégorie sociale chez les personnes de 60 ans et plus. Enquête Handicap-Santé 2008, France / Table 4 Compensation of functional limitation by social group in people aged 60 and over, by social class among people aged 60 and over. 2008 Disability and Health Survey, France

Catégorie sociale	Marcher 500 mètres sur terrain plat	
	Difficultés importantes (RR* et IC 95%)	Si difficultés, utilise une aide technique jugée efficace (RR* et IC 95%)
Cadre	1,0 [ref]	1,0 [ref]
Profession intermédiaire	1,2 [0,8-1,7]	0,8 [0,5-1,1]
Artisan(e), commerçant(e)	1,9 [1,3-2,7]	0,9 [0,5-1,2]
Employé(e)	2,0 [1,4-2,8]	0,8 [0,5-1,1]
Agriculteur(trice)	2,5 [1,7-3,6]	0,8 [0,5-1,1]
Ouvrier(ère)	2,5 [1,8-3,5]	0,8 [0,5-1,1]
Autre	3,4 [2,4-4,9]	0,8 [0,5-1,1]

Lecture : les ouvriers ont 2,5 fois plus de risques que les cadres de déclarer des difficultés importantes pour marcher 500 mètres sur terrain plat. En présence de difficultés, les ouvriers ont une probabilité de déclarer utiliser une aide technique à la marche (prothèse, béquilles, cannes, déambulateur, ...) qui soit efficace inférieure de 20% (risque relatif multiplié par 0,8) par rapport à celle des cadres (résultat non significatif).

* Risques relatifs ajustés sur le sexe et l'âge.

En gras : significatif à 5%.

Tableau 5 Obésité, tabagisme quotidien et dépistages par catégorie sociale et par sexe. Enquête Handicap-Santé 2008, France / Table 5 Obesity, daily smoking and screening by social group and gender. 2008 Disability and Health Survey, France

	Hommes			Femmes				
	Obésité RR* [IC 95%]	Fumeur quotidien RR [IC 95%]	Pas de dépistage du cancer colorectal depuis 2 ans (50-74 ans) RR [IC 95%]	Obésité RR [IC 95%]	Fumeur quotidien RR [IC 95%]	Dépistage du cancer colorectal de moins de 2 ans (50-74 ans) RR [IC 95%]	Pas de mammographie depuis 2 ans (50-74 ans) RR [IC 95%]	Pas de frottis depuis 3 ans (25-65 ans) RR [IC 95%]
Cadre	1,0 [ref]	1,0 [ref]	1,0 [ref]	1,0 [ref]	1,0 [ref]	1,0 [ref]	1,0 [ref]	1,0 [ref]
Profession intermédiaire	1,2 [1,0-1,5]	1,1 [1,0-1,3]	1,0 [1,0-1,1]	1,3 [1,0-1,8]	1,0 [0,8-1,2]	1,1 [0,8-1,4]	1,1 [0,8-1,4]	1,0 [0,8-1,3]
Artisan(e), commerçant(e)	1,8 [1,4-2,3]	1,2 [1,0-1,5]	1,1 [1,0-1,1]	2,1 [1,5-3,0]	1,5 [1,1-1,9]	1,2 [0,9-1,7]	1,3 [0,9-1,8]	0,9 [0,6-1,3]
Employé(e)	1,7 [1,4-2,2]	1,3 [1,1-1,5]	1,1 [1,0-1,2]	2,2 [1,7-2,8]	1,3 [1,1-1,5]	1,1 [0,8-1,3]	1,6 [1,3-2,0]	1,5 [1,3-1,9]
Agriculteur(trice)	2,2 [1,6-2,9]	0,8 [0,5-1,1]	1,1 [1,0-1,2]	2,9 [2,0-4,0]	0,5 [0,2-0,9]	0,8 [0,5-1,2]	1,8 [1,2-2,4]	2,2 [1,5-3,0]
Ouvrier(ère)	2,1 [1,7-2,5]	1,6 [1,4-1,8]	1,1 [1,0-1,1]	2,8 [2,1-3,6]	1,5 [1,2-1,8]	1,1 [0,8-1,4]	1,6 [1,2-2,1]	2,1 [1,7-2,6]
Autre	1,6 [1,2-2,2]	1,1 [0,9-1,3]	1,1 [1,0-1,2]	3,2 [2,5-4,1]	1,2 [1,0-1,4]	0,9 [0,6-1,2]	2,1 [1,6-2,7]	2,6 [2,2-3,1]

Lecture : à âge égal, les hommes ouvriers ont 2,1 fois plus de risques que les cadres de déclarer un IMC supérieur à 30 (obésité). Les ouvrières ont, pour leur part, 2,8 fois plus de risques de déclarer être obèses que les femmes cadres.

* Risques relatifs ajustés sur l'âge.

En gras : significatif à 5%.

Discussion

Malgré l'amélioration des conditions de vie, les progrès de la médecine et l'assurance-maladie obligatoire, des disparités sociales subsistent en matière de santé. Notre travail, qui s'appuie sur un large échantillon représentatif de la population française vivant à domicile, est illustratif à cet égard. Dans la littérature, tous les indicateurs, que ce soit l'état général de santé déclaré, la mortalité, la mortalité prématurée, l'espérance de vie, la morbidité déclarée ou mesurée font apparaître un gradient selon la catégorie sociale ou le niveau d'études [2;3]. De façon générale, ceux qui sont les plus favorisés (les plus instruits, ayant de meilleures conditions de travail ou des revenus plus élevés) déclarent moins de problèmes de santé – ou des problèmes moins graves – que les autres. Les inégalités sociales de santé apparaissent dès l'enfance [4]. Elles se creusent tout au long du cycle de vie et se concrétisent dans les écarts de mortalité selon les milieux sociaux. Ces écarts sont particulièrement visibles chez les hommes. À 35 ans, un cadre peut espérer vivre sept ans de plus qu'un ouvrier et plus d'années en bonne santé [5].

Un gradient de santé qui s'échelonne des cadres aux ouvriers

La santé perçue est considérée comme une bonne mesure de l'état de santé parce qu'elle est corrélée à des indicateurs de morbidité, de consommation de soins et de mortalité objectivables. Une partie des écarts de santé perçue entre groupes sociaux trouve son origine dans des différences de conditions de travail que la CS reflète bien (travail physiquement pénible, de nuit, exposition à des produits toxiques). La santé perçue dépend aussi de la représentation de la bonne santé que se fait la personne, donc de ses exigences et connaissances en matière de santé. De façon générale, les plus instruits cumulent un état de santé effectivement meilleur et une vision plus optimiste de leur état de santé [6;7].

L'activité professionnelle peut avoir un effet sur la santé, mais à l'inverse, les personnes qui sont en mauvaise santé ont aussi plus de difficultés sur le marché du travail. Ainsi, la CS « Autres » est constituée de personnes inactives au moment de l'enquête (dont les étudiants) ou n'ayant jamais travaillé : elle représente 9,4% des hommes et 19,6% des femmes (tableau 2). L'inactivité, pour les hommes, est souvent associée à des problèmes de santé (invalide du travail, inactivité pour handicap, etc.) [8]. C'est pourquoi le risque de déclarer sa santé altérée est 5,4 fois plus fort dans cette catégorie que chez les cadres (tableau 2). Pour les femmes, ce résultat reste vrai en partie, même si la décision de ne pas travailler résulte aussi de logiques différentes (rester au foyer pour s'occuper des enfants...).

Les cadres déclarent moins d'incapacités et semblent arriver à mieux les compenser

Outre les conséquences en termes de mortalité et d'espérance de vie, les problèmes de santé peuvent aussi être sources de gêne dans les activités de tous les jours et conduire à des situations de handicap, voire de dépendance. Avant 60 ans, les limitations fonctionnelles sont peu fréquentes et s'accompagnent rarement de restrictions dans les activités du quotidien. Les inégalités sociales sont plus visibles après 60 ans : à ces âges, les limitations fonctionnelles sont fréquentes dans tous les milieux sociaux, et les cadres en déclarent moins que les ouvriers. Par ailleurs, les cadres, hommes et femmes, atteints de limitations fonctionnelles semblent arriver à mieux les compenser pour rester autonomes dans la vie de tous les jours : ils déclarent moins de difficultés pour les soins personnels (se laver, se lever du lit, manger et boire...) qui peuvent conduire à des situations de dépendance. Peut-être ont-ils plus de facilité à rester autonomes car ils utilisent des aides techniques ou des stratégies de compensation plus efficaces, ou bien un mobilier adapté dans leur logement [9].

Un rapport à la santé et des comportements à risques différents selon le niveau social

La catégorie sociale reflète des différences de conditions de travail mais aussi de niveau de vie et d'instruction, de modes de vie ou de comportements

à risques. Aucun de ces facteurs ne peut rendre compte à lui seul des inégalités de santé. C'est tout au long du cycle de vie que ces facteurs se cumulent ou se combinent pour expliquer les inégalités entre groupes sociaux.

Le choix de la CS comme variable de niveau social peut être discuté : le diplôme est parfois utilisé dans l'analyse des inégalités sociales de santé car il ne varie pas ou peu au cours de la vie, contrairement à la CS. Par rapport au diplôme, la CS possède l'avantage de refléter aussi des différences dans les conditions de travail (ouvrier vs employé par exemple) mais pour les femmes, elle ne reflète pas toujours bien le niveau d'éducation et le niveau de vie. Toutefois, dans l'enquête, les résultats sont très proches, que l'on prenne le diplôme, la CS ou le niveau de revenu. Enfin, intégrer les trois variables dans les modèles pose des problèmes de colinéarité qui affaibliraient la puissance des résultats, d'où le choix de n'en conserver qu'une.

Les dépistages opposent plutôt les cadres et professions intermédiaires aux autres CS, qui déclarent moins fréquemment y avoir recours. Le dépistage du cancer colorectal n'est généralisé que depuis 2008, d'où des taux encore globalement bas [3] et des écarts entre CS faibles, même s'ils sont significatifs chez les hommes. Pour les femmes, les inégalités sont visibles pour les dépistages du cancer du sein et de l'utérus, les cadres, professions intermédiaires et artisanes commerçantes s'opposant aux autres CS. Elles sont cependant moins prononcées qu'en termes de santé perçue : le fait que les femmes soient plus proches du système de soins, notamment en raison des suivis médicaux liés à la contraception, la grossesse et la ménopause, peut constituer une explication [7]. Si des disparités sociales dans la pratique des mammographies subsistent, elles tendent tout de même à s'amenuiser, à la faveur de campagnes de dépistage organisé [3]. Cette étude montre qu'il faut poursuivre les efforts pour réduire les disparités sociales dans ces pratiques.

L'obésité et le tabagisme sont des facteurs de risque importants pour de nombreuses pathologies cardiovasculaires ou de cancers. Les pratiques à risques sont plus fréquentes chez les plus défavorisés. Toutefois, être issu d'un milieu social défavorisé, avoir des parents en mauvaise santé ou

adoptant des comportements à risques sont autant de facteurs qui influencent les comportements à l'âge adulte. Ainsi, dès l'enfance, les fils et filles d'ouvriers sont plus souvent obèses que les fils et filles de cadres et si l'obésité a reculé entre 2000 et 2006 [4], ce recul s'est accompagné cette fois d'un creusement des inégalités sociales puisque la baisse a été moins marquée chez les moins favorisés (enfants scolarisés en Zone d'éducation prioritaire). Les comportements vis-à-vis de la santé résultent rarement de choix délibérés des individus mais dépendent largement du milieu social des personnes et du milieu d'origine. Les inégalités relèvent donc de la justice sociale, ce qui justifie la mise en œuvre de politiques publiques visant à les réduire, ainsi que cela a été souligné par l'OMS et plus récemment par un rapport du Haut Conseil de la santé publique sur les inégalités sociales de santé [2;10;11].

Références

- [1] Midy L. Limitations dans les activités et sentiment de handicap ne vont pas forcément de pair. *Insee Première* 2009;(1254).
- [2] Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité. Paris : Haut Conseil de la Santé Publique, décembre 2009.
- [3] L'état de santé de la population en France, rapport 2009. Paris : Drees, collection études et statistiques ; 2010.
- [4] Guignon N, Collet M, Gonzalez L. La santé des enfants en grande section de maternelle en 2005-2006. *Études et Résultats* 2010;(737).
- [5] Cambois E, Laborde C, Robine JM. La double peine des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte. *Population et Société* 2008;(441).
- [6] Devaux M, Jusot F, Sermet C, Tubeuf S. Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé. *Revue Française des Affaires sociales* 2008;(1):29-47.
- [7] Montaut A. Santé et recours aux soins des femmes et des hommes. *Études et Résultats* 2010;(717).
- [8] Leclerc A, Kaminski M, Lang T. Inégaux face à la santé. Du constat à l'action. Paris : La Découverte, 2008.
- [9] Cambois E, Robine JM. Problèmes fonctionnels et incapacités chez les plus de 55 ans : des différences marquées selon les professions et le milieu social. *Études et Résultats* 2004;(295).
- [10] Jusot F, Tubeuf S, Trannoy A. Effort or circumstances: does the correlation matter for inequality of opportunity in health? *Cahiers de la Chaire Santé* 2010;(8):2-36.
- [11] Comblatier L. Combler le fossé en une génération : instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé. Rapport final de la Commission des Déterminants sociaux de la Santé. Genève : OMS, 2009 ; 246 p.

Travail, emploi et inégalités sociales de santé

Annette Leclerc (annette.leclerc@inserm.fr), Isabelle Niedhammer, Sandrine Plouvier, Maria Melchior

Épidémiologie des déterminants professionnels et sociaux de la santé, U1018, Inserm, Villejuif, et Université de Versailles-Saint-Quentin-en-Yvelines, France

Résumé / Abstract

Face au constat d'inégalités sociales de santé objectivées par l'existence de gradients en fonction de la situation sociale présente, du revenu ou du niveau d'études, l'objectif est ici de s'interroger sur le rôle explicatif que peut jouer le « travail » au sens large, selon deux composantes que sont les expositions professionnelles et le statut vis-à-vis de l'emploi (y compris chômage ou absence d'emploi).

Sans viser à l'exhaustivité, la démarche consiste à présenter quelques exemples illustrant la façon dont les expositions professionnelles et les conditions de travail (ou de non-travail) peuvent avoir des conséquences du point de vue des inégalités sociales de santé.

Concernant le rôle des expositions professionnelles, les troubles musculo-squelettiques (TMS) constituent une dimension de santé où les expositions, principalement biomécaniques, expliquent une part importante des inégalités sociales observées. Travailler dans des conditions défavorables du point de vue du statut de l'emploi (insécurité d'emploi, contrats précaires...) est aussi péjoratif pour la santé et contribue à l'existence d'inégalités.

Quelques exemples documentent les effets différés des expositions professionnelles, au-delà de l'âge d'activité, qu'il s'agisse de mortalité générale, de cancer, ou de santé musculosquelettique.

Au-delà d'interventions ciblées sur une pathologie ou un facteur professionnel, une réflexion plus globale serait nécessaire sur les liens entre formation, expositions professionnelles et gestion des carrières, et sur le rôle positif que peut jouer le médecin du travail sur la réduction des inégalités sociales de santé.

Mots clés / Key words

Travail, emploi, inégalités de santé / Working conditions, employment, inequalities in health

Les liens entre le « travail » au sens large et la santé évoquent à la fois le rôle d'expositions professionnelles spécifiques, telles que l'exposition à des cancérogènes, et le rôle du « non-travail ». Ne pas travailler ou travailler dans un statut qui implique des conditions d'emploi dégradées est globalement défavorable à la santé. Dans cet article, ces deux dimensions seront évoquées : d'une part, les expositions professionnelles, du fait de leur répartition sociale inégalitaire, contribuent aux inégalités sociales de santé, non seulement dans la population en âge d'activité, mais aussi au-delà du passage à la retraite. Quant à la position vis-à-vis de l'emploi, elle est à la fois un indicateur de situation sociale et un facteur dont les liens avec la santé peuvent être précisés. Les questions évoquées ici sont complexes, car les variables décrivant les conditions de travail ne sont jamais très éloignées de la description de la situation sociale elle-même. Par ailleurs, dans l'abondante littérature scientifique sur le sujet, on ne trouvera pas d'informations simples et consensuelles telles que la quantification du rôle du travail dans les inégalités sociales observées pour telle ou telle dimension de la santé [1]. Dans ce contexte, l'objectif est de fournir quelques repères, illustrés par des exemples, sans viser à l'exhaustivité.

Le rôle des expositions professionnelles chez les personnes en âge d'activité

Dans une situation où un gradient social est observé pour une dimension donnée de la santé, que peut-on dire du rôle potentiel des conditions de travail dans le phénomène observé ? Des conditions de travail défavorables peuvent expliquer ces différences sociales de santé s'il s'agit de facteurs de risque du problème de santé étudié, et si les conditions de travail défavorables sont également distribuées selon un gradient social, autrement dit se rencontrent plus souvent en bas de l'échelle sociale. C'est *a priori* le cas pour d'assez nombreuses dimensions de santé et d'assez nombreuses expositions professionnelles. Parmi celles-ci, on peut considérer que les expositions modifiables sont les plus pertinentes du point de vue de la santé publique, car on peut alors conclure que la prévention en milieu de travail ciblée sur les travailleurs les plus exposés diminuerait les gradients sociaux.

Pour la France, les résultats issus de l'enquête Sumer montrent que la répétitivité des gestes, la manutention manuelle de charges, l'exposition à des produits chimiques, dont des substances cancérogènes, tou-

Occupational exposures, employment status, and social inequalities in health

In response to health inequalities evidenced by gradients based on social status, income or education level, the aim of this article is to document the potential role of work-related conditions to explain social inequalities in health. Work is considered here from two points of view: the first one is the role of occupational exposure, the second one is related to employment status, including unemployment. The approach, even if it is not aimed at being exhaustive, consists in giving some examples illustrating the various effects dealing with the contribution of these factors in the active life and beyond retirement.

One of the examples is musculoskeletal disorders, for which specific occupational exposures "explain" a large part of the prevalence differences between social categories. Several examples deal with employment status, which has various negative consequences, especially on mental health. A part of the inequalities observed at older ages are also linked with occupational exposures earlier in the active life.

Actions focussing on specific health dimensions or working conditions would have positive effects on the reduction of social inequalities in health. More global actions are also needed, based on a better knowledge on the interactions between education, working conditions, and work legislation including conditions for retirement.

chent plus souvent les catégories sociales défavorisées [2]. Ceci suggère que les expositions professionnelles joueraient un rôle entre autres pour la santé musculosquelettique et le cancer. Si l'on considère les expositions autres que physiques ou chimiques, la latitude décisionnelle – ou autonomie dans le travail – est aussi très inégalement répartie du point de vue social, mais il n'en est pas ainsi de toutes les expositions psychosociales, en France comme dans d'autres pays d'Europe [3].

Pour quantifier l'« effet » d'une exposition professionnelle sur des différences sociales de santé observées, le schéma d'analyse le plus habituel est, dans une première étape, de quantifier le lien entre situation sociale et santé en calculant des risques relatifs (RR) ou des odds-ratios (OR) ; et dans une seconde étape, de recalculer les mêmes quantités après prise en compte d'un ou plusieurs facteurs professionnels ; l'ampleur de la réduction ainsi obtenue s'interprète comme la part « expliquée » par les facteurs professionnels concernés. Il faut noter qu'un facteur de risque fortement lié à l'incidence ou à la prévalence d'un problème de santé donné n'a pas systématiquement un rôle important dans l'explication des inégalités observées pour ce même problème de santé.

Ce travail de quantification a été mené dans quelques études portant sur les inégalités de santé perçue en général, ou en distinguant différentes composantes de la santé. Ainsi, parmi les hommes inclus dans une étude néerlandaise en population générale, environ un tiers des différences d'état de santé auto-déclaré entre niveaux d'études sont liées aux expositions professionnelles. Pour les femmes, seule une faible part des différences pourrait être expliquée par les conditions de travail [4]. Une explication est que certaines expositions professionnelles (de nature chimique ou physique) bien identifiées sont très présentes parmi les hommes ouvriers et le sont moins parmi les ouvrières.

Dans une étude menée auprès des employés municipaux finlandais, portant également sur la santé auto-déclarée, les expositions physiques expliquent une large part des écarts sociaux observés, le manque de latitude dans le travail en expliquant une moindre part [5]. La dimension « demande psychologique », quant à elle, ne fournit aucune contribution.

Une étude française montre que les expositions chimiques, physiques et biomécaniques expliquent une part importante des écarts entre ouvriers et cadres, la contribution des expositions psychosociales étant plus importante en ce qui concerne les écarts entre employés et cadres. Les résultats varient également selon les dimensions de santé prises en compte. Ainsi, un tiers des écarts observés dans la fréquence des accidents du travail entre les cadres et les ouvriers est « expliqué » par le seul facteur « expositions physiques au travail », qu'il s'agisse des hommes ou des femmes [6].

Les études du type de celles présentées ci-dessus impliquent d'établir une liste des variables classées comme « professionnelles », variables intermédiaires susceptibles d'expliquer l'association entre situation sociale et santé. Si cette liste est longue, incluant des variables telles que le contrat de travail et la précarité de l'emploi, la part « expliquée par le travail » est importante, mais l'interprétation des résultats est alors plus difficile, car on cherche à « expliquer » des inégalités sociales par des variables qui pourraient être considérées elles-mêmes comme des composantes de la situation sociale [7].

Rôle des expositions professionnelles : l'exemple des TMS et lombalgies

Quand l'objectif est d'étudier une dimension de santé spécifique, il est plus facile de choisir les variables intermédiaires pertinentes, parmi l'ensemble des variables professionnelles, comme on peut le voir sur quatre exemples portant sur les troubles musculo-squelettiques (TMS) ou lombalgies. Le premier exemple concerne les sujets de 30 à 69 ans de l'Enquête Décennale Santé [8]. La présence de lombalgie (au moins 30 jours dans les 12 derniers mois) est fortement liée au niveau d'études, pris ici comme indicateur de situation sociale, pour les femmes et encore plus pour les

hommes. Pour ceux-ci, le rôle propre du niveau d'études disparaît quand l'exposition passée aux postures fatigantes et au port de charge est prise en compte. Pour les femmes, l'existence d'une surcharge pondérale – plus fréquente parmi les femmes ayant un faible niveau d'études – explique une partie des différences sociales.

Les effets différés des expositions biomécaniques sur les lombalgies (avec la même définition que dans l'étude précédente) ont été également étudiés parmi des volontaires masculins de la cohorte Gazel, appartenant aux entreprises EDF-GDF. La présence de lombalgies, documentée en 2001, a été mise en relation avec la situation sociale et avec les expositions professionnelles passées [9]. La prévalence de lombalgies, dans cette population âgée de 52 à 62 ans et partiellement à la retraite, est de 10,3% parmi les cadres et environ le double parmi les ouvriers. Cette différence est expliquée à 73% par les contraintes biomécaniques et posturales passées (conduite automobile, travailler penché en avant ou en arrière, torsions du tronc, port de charges lourdes), les expositions psychosociales n'apportant qu'une contribution minimale.

L'exemple suivant est une quantification du rôle de certaines expositions professionnelles dans les différences de fréquence de TMS entre travailleurs manuels et non-manuels [10]. Dans une population proche de l'ensemble des salariés de la région Pays-de-la-Loire, l'étude s'est intéressée à la présence d'au moins un trouble touchant le membre supérieur parmi les six les plus fréquents, incluant le syndrome du canal carpien et les problèmes d'épaule. La répétitivité des mouvements et la force exercée expliquent 52% des différences observées chez les hommes, et 57% chez les femmes. Les pourcentages d'explication sont encore plus élevés s'il s'agit de troubles plus précis, troubles de l'épaule (pour les hommes et les femmes), et syndrome du canal carpien (pour les femmes).

Le dernier exemple est issu d'un projet norvégien portant sur un échantillon de plus de 7 000 personnes [11]. Les exigences physiques au travail expliquent une proportion substantielle des différences entre catégories sociales observées pour les lombalgies, alors que l'autonomie au travail joue un rôle plus important en ce qui concerne les troubles touchant le cou et les épaules. Comme pour les études précédentes, les auteurs concluent que les interventions de prévention en milieu de travail sont susceptibles de réduire notablement les inégalités sociales de santé.

Ces exemples illustrent les difficultés d'une quantification précise : selon la pathologie considérée, selon les expositions prises en compte, selon qu'il s'agit de la population masculine ou féminine, les résultats varient, ceci même pour un ensemble de pathologies (les TMS) où la situation paraît simple. Pour d'autres problèmes de santé dont l'origine est multifactorielle, avec une composante professionnelle, la méthodologie évoquée ici peut être mise en oeuvre, la part des inégalités attribuable « au travail » pouvant être plus réduite que pour les

TMS si le lien entre pathologie et exposition professionnelle est moins fort.

Accès et maintien dans l'emploi, statut et inégalités sociales de santé

Travailler dans des conditions défavorables du point de vue du statut, qu'il s'agisse d'insécurité d'emploi, d'emploi précaire, de temps partiel subi et, plus encore, de chômage et de chômage prolongé, est considéré comme défavorable pour la santé, particulièrement la santé mentale [12;13]. Des conditions d'emploi dégradées ont un impact négatif sur la situation sociale, altérant l'image que les sujets ont d'eux-mêmes et la façon dont les autres les considèrent, tout en diminuant le revenu, ce qui explique que les conséquences sur la santé soient multiples, faisant intervenir des mécanismes variés au-delà des effets directs, dont le renoncement aux soins pour raison financière [14]. Ces effets négatifs de nature assez générale s'ajoutent aux effets d'expositions professionnelles spécifiques, souvent associées à un statut professionnel défavorable.

Concernant les liens entre santé, inégalités et emploi, une autre dimension à considérer est celle des conséquences négatives, en termes d'emploi, de l'existence ou de la survenue d'un problème de santé. S'il est admis que l'état de santé a des effets de sélection, on peut s'interroger sur la dimension inégalitaire de ces effets. Ceci a été étudié pour certaines maladies. Ainsi, des patients de niveau d'études supérieur, infectés par le VIH en 1994 ou après, ont un taux d'emploi équivalent à celui de la population générale, alors que l'effet négatif de la maladie sur l'emploi existe pour les personnes ayant un faible niveau d'études [15].

Enfin, et ceci rejoint les questions évoquées dans les paragraphes précédents, les conditions d'emploi modulent l'ampleur des expositions professionnelles ainsi que leurs effets, tout en créant parfois des contraintes supplémentaires, à l'interface entre vie personnelle et professionnelle. Ces questions complexes ont été particulièrement explorées concernant la santé mentale : si être au chômage ou en inactivité forcée est défavorable, travailler dans de mauvaises conditions est également défavorable. En fait, on peut penser que des « travailleurs pauvres » ou certains salariés en bas de l'échelle sociale subissent les inconvénients liés au fait de travailler, sans beaucoup bénéficier des avantages, qu'il s'agisse du revenu ou du statut social. L'insécurité de l'emploi, des difficultés économiques, le manque de flexibilité dans la gestion du temps de travail associé à un manque de soutien des collègues, un équilibre difficile entre exigences familiales et professionnelles touchent des groupes vulnérables qui voient leur risque de dépression accru [16]. Ceci est cohérent avec d'autres résultats observés sur des populations bénéficiant d'un statut d'emploi favorable [17;18], ou dans la population générale en France, où l'existence de pression temporelle augmente le risque de dépression tout particulièrement parmi les salariés les moins favorisés [19].

Effets différés des expositions professionnelles

Les études précédemment citées sur le rôle des expositions professionnelles concernent des effets à court ou moyen terme, et ne renseignent pas très précisément sur ce qui, dans les expositions professionnelles, pourrait expliquer les écarts sociaux au-delà de l'âge de la retraite. Ainsi, les inégalités sociales de limitations d'activité, de mortalité, d'incidence du cancer, sont potentiellement liées à des expositions survenues bien antérieurement [20;21]. Une étude menée sur environ 2 000 hommes et 2 000 femmes de l'enquête Lorhandicap, interrogés en 1996, apporte ici des informations en ce qui concerne la mortalité [22]. Le rapport de mortalité entre ouvriers et cadres, sur la période 1996-2008, est de 1,71, et passe à 1,42 après ajustement sur les facteurs professionnels (expositions biomécaniques, physiques, contrat temporaire, faible soutien social au travail) ; ces facteurs expliquent donc 41% des écarts observés (voir encadré). Si les calculs sont restreints à la mortalité prématurée (avant 70 ans), la part d'explication s'élève à 72% (le rapport de mortalité passant de 1,88 à 1,25). La contribution des facteurs professionnels est plus importante pour les hommes que pour les femmes.

Dans le domaine du cancer, les données de l'enquête Sumer montrent que les salariés exposés à des cancérigènes sont majoritairement des ouvriers ; ceci suggère une contribution importante des expositions professionnelles dans les inégalités sociales concernant le cancer ; cependant, aucune étude n'a réactualisé les chiffres présentés dans un rapport du Centre international de recherche sur le cancer, qui indiquait une estimation de 50% pour la part des inégalités sociales d'incidence de cancer du poumon attribuable aux expositions professionnelles [23-25]. Concernant la santé musculosquelettique, certains résultats présentés dans cet article sont cohérents avec l'existence d'effets différés ou maintenus dans le temps. Les données disponibles, même si elles sont assez peu nombreuses, suggèrent qu'activité physique professionnelle et de loisirs n'auraient pas, aux âges élevés, les mêmes conséquences : bénéfiques en ce qui concerne l'activité de loisirs, et négatives pour l'activité professionnelle, souvent associée à des TMS relativement tôt dans la vie [26]. Ceci serait cohérent avec les inégalités sociales de santé observées pour les limitations fonctionnelles aux âges élevés.

Discussion et conclusion

Distinguer le rôle de l'accès à l'emploi, du maintien en emploi et des expositions professionnelles à court et à long terme permet de classer les connaissances, mais se révèle arbitraire si l'on privilégie une approche globale, tenant compte des histoires de

vie. Au cours du temps, et pour une même personne, il peut en effet y avoir cumul et enchaînement d'évènements : un faible niveau d'études oriente plus souvent vers un métier impliquant des risques pour la santé ; plus tard dans la vie, la survenue de problèmes de santé compromet la poursuite de la vie professionnelle, d'autant plus que le niveau d'études est faible, avec des conséquences négatives additionnelles du point de vue de la santé. De l'ensemble de ces effets potentiels, c'est probablement la part du travail et des expositions professionnelles à long terme, au-delà du passage à la retraite, qui est la moins bien documentée.

Les résultats présentés ici suggèrent que des actions ciblées sur telle ou telle pathologie et des facteurs de risque spécifiques seraient efficaces pour réduire les inégalités sociales de santé. D'autres pistes d'action, complémentaires, sont plus générales. La première concerne (particulièrement pour la France) le rôle des médecins du travail, qui sont à même de faire le lien entre l'histoire personnelle et les conditions de travail, et de contribuer à la prévention en milieu de travail de façon à agir avant survenue d'une invalidité [27]. La seconde porte sur la formation continue, qui est susceptible de corriger le handicap associé à un faible niveau d'études initial, et d'aider à faire face à des situations difficiles rencontrées dans la vie professionnelle ou personnelle. La troisième suggestion est une réflexion plus approfondie sur la santé et le travail vers la fin de la vie professionnelle, pour éviter que des décisions concernant l'âge ou les conditions de passage à la retraite n'accroissent les inégalités sociales de santé.

Références

- [1] Leclerc A, Kaminski M, Lang T. Inégaux face à la santé, du constat à l'action. Paris : Éditions La Découverte – Inserm, 2008.
- [2] Dares. L'exposition aux risques et aux pénibilités du travail de 1994 à 2003. Premiers résultats de l'enquête SUMER 2003. Premières synthèses 2004;52:1-8.
- [3] Lundberg I, Hemmingsson T, Hogstedt C (eds). Work and social inequalities in health in Europe. Bruxelles : Peter Lang, 2007;538 p.
- [4] Monden CW. Current and lifetime exposure to working conditions. Do they explain educational differences in subjective health? Soc Sci Med. 2005;60:2465-76.
- [5] Kaikkonen R, Rakkonen O, Lallukka T, Lahelma E. Physical and psychosocial working conditions as explanations for occupational class inequalities in self-rated health. Eur J Public Health. 2009;19(5):458-63.
- [6] Niedhammer I, Chastang JF, David S, Kelleher C. The contribution of occupational factors to social inequalities in health: findings from the national French SUMER survey. Soc Sci Med. 2008;67(11):1870-81.
- [7] Aldabe B, Anderson R, Lyyly-Yrjänäinen M, Parent-Thirion A, Vermeulen G, Kelleher CC, et al. Contribution of material, occupational, and psychosocial factors in the explanation of social inequalities in health in 28 countries in Europe. J Epidemiol Community Health. 2010 (sous presse).
- [8] Leclerc A, Gourmelen J, Chastang JF, Plouvier S, Niedhammer I, Lanoë JL. Level of education and back pain in France: the role of demographic, lifestyle and physical work factors. Int Arch Occup Environ Med. 2009;82(5):643-52.

[9] Plouvier S, Leclerc A, Chastang JF, Bonenfant S, Goldberg M. Socioeconomic position and low-back pain – the role of biomechanical strains and psychosocial work factors in the GAZEL cohort. Scand J Work Environ Health. 2009;35(6):429-36.

[10] Melchior M, Roquelaure Y, Evanoff B, Chastang JF, Ha C, Imbernon E, et al. Why are manual workers at high risk of upper limb disorders? The role of physical work factors in a random sample of workers in France (the Pays de la Loire study). Occup Environ Med. 2006;63:754-61.

[11] Mehlum IS, Kristensen P, Kjuus H, Wergeland E. Are occupational factors important determinants of socioeconomic inequalities in musculoskeletal pain? Scand J Work Environ Health 2008;34(4);250-9.

[12] Benach J, Muntaner C, Solar O, Santana V, Quinlan M. Introduction to the WHO Commission on Social Determinants of Health Employment Conditions Network (EMCONET study), with a glossary on employment relations. Int J Health Serv. 2010;40(2):195-207.

[13] Santin G, Cohidon C, Goldberg M, Imbernon E. Depressive symptoms and atypical jobs in France, from the 2003 Decennial Health Survey. Am J Ind Med. 2009;52:799-810.

[14] Boisguérin B, Després C, Dourgnon P, Fantin R, Legal R. Étudier l'accès aux soins des assurés CMU-C, une approche par le renoncement aux soins. Rapport N° 1800, IRDES 2010, pp. 31-40.

[15] Dray-Spira R, Gueguen A, Ravaud JF, Lert F. Socioeconomic differences in the impact of HIV infection on workforce participation in the era of highly active antiretroviral therapy. Am J Public Health. 2007;97:552-8.

[16] Simmons LA, Swanberg JE. Psychosocial work environment and depressive symptoms among US workers: comparing working poor and working non-poor. Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol. 2009;44:628-35.

[17] Laaksonen E, Martikainen P, Lallukka T, Lahelma E, Ferrie J, Rakkonen O, et al. Economic difficulties and common mental disorders among Finnish and British white-collar employees: the contribution of social and behavioral factors. J Epidemiol Community Health. 2009;63:439-46.

[18] Melchior M, Berkman LF, Niedhammer I, Zins M, Goldberg M. The mental health effects of multiple work and family demands. A prospective study of psychiatric sickness absence in the French GAZEL study. Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol. 2007;42:573-82.

[19] Cohidon C, Santin G, Imbernon E, Goldberg M. Working conditions and depressive symptoms in the 2003 Decennial Health Survey: the role of the occupational category. Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol. 2010;45(12):1135-47.

[20] Cambois E, Robine JM. Problèmes fonctionnels et incapacités chez les plus de 55 ans : des différences marquées selon les professions et le milieu social. Études et Résultats (Drees) 2004;(295).

[21] Cambois E, Barnay T, Robine JM. Espérance de vie, espérance de vie en santé et âges de départ à la retraite : des inégalités selon la profession en France. Retraite et Société 2010;59:194-205.

[22] Niedhammer I, Bourgard E, Chau N. The Lorhandicap Study Group. Occupational and behavioural factors in the explanation of social inequalities in premature and total mortality: a 12.5-year follow-up in the Lorhandicap study. Eur J Epidemiol. 2011;26(1):1-12.

[23] Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P. Social inequalities and cancer, IARC scientific publication, 138, IARC, Lyon, 1997.

[24] INCa. Cancers professionnels et inégalités sociales. Fiche Repère 2010, p. 1-4.

[25] Menvielle G, Leclerc A, Chastang JF. Inégalités sociales de mortalité par cancer en France : état des lieux et évolution temporelle. Bull Épidémiol Hebd. 2008;(33):289-92.

[26] Burdorf A. The effect of high physical load at work on physical function at old age. Occup Environ Med. 2006;63:437.

[27] Lang T, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Leclerc A. France. In : Mackenbach J et Bakker M (eds). Reducing inequalities in health. Londres : Routledge, 2002; pp. 85-103.

Encadré Exemple du mode de calcul de la « part expliquée » | Box Example for measuring the "explained part"

Si le rapport de mortalité ouvriers/cadre est de 1,71 avant prise en compte des facteurs professionnels, et passe à 1,42 après leur prise en compte, la quantification de la part expliquée est obtenue en calculant :

$$(0,71 - 0,42) / 0,71 = 0,41$$

Dans cet exemple, on dira que 41% des écarts entre ouvriers et cadres sont « expliqués » par les expositions professionnelles.

Pour qui la retraite sonnera ? Les inégalités d'espérance de vie en bonne santé avant et après 65 ans

Emmanuelle Cambois (cambois@ined.fr)¹, Jean-Marie Robine²

1/ Institut national d'études démographiques, Paris, France
2/ Équipe « Démographie et santé », Inserm, Montpellier, France

Résumé / Abstract

Contexte – L'allongement de l'espérance de vie (EV) s'accompagne d'attentes grandissantes pour une participation sociale active des plus âgés, en particulier sur le marché du travail. Cependant, la participation sociale est conditionnée en partie par l'état de santé. À partir des indicateurs d'espérance de vie en santé (EVS), cette étude vise à évaluer l'(in)égalité des chances de participation sociale après 50 ans dans le contexte français de 2003.

Méthode – L'enquête santé française de 2003 permet d'aborder différentes dimensions de la mauvaise santé susceptibles de compromettre la participation sociale : limitations fonctionnelles (LF), limitations d'activité globales (GALI), restrictions d'activité pour les soins personnels (RADL), mauvaise santé perçue (SP). On calcule les EVS à 50 ans, 65 ans et entre les âges de 50 et 65 ans, pour se concentrer sur la fin d'activité professionnelle, pour 6 catégories socioprofessionnelles.

Résultats – L'EV₅₀ des ouvriers atteint 27 ans, la moitié étant vécue avec des LF vs. un tiers de l'EV₅₀ des cadres, qui est plus longue de 5 ans. Les EVS₅₀ suivent le même gradient socioprofessionnel que les EV₅₀. Les inégalités d'EVS sont largement présentes après 65 ans, mais elles existent aussi bien avant cet âge, y compris pour les problèmes de santé les plus sévères (RADL). Enfin, entre 50 et 65 ans, les femmes des catégories socio-professionnelles les moins qualifiées n'ont pas plus d'années de vie en bonne santé que les hommes, malgré leur EV plus longue.

Conclusion – Les EVS attestent d'une large période critique du point de vue de la santé après 50 ans, en particulier dans les PCS manuelles et peu qualifiées. Il existe de grandes inégalités dans les chances de vivre en bonne santé durant la retraite, mais aussi dans les chances d'atteindre la retraite en bonne santé et sans incapacité. Ces résultats interrogent sur la possibilité d'une augmentation générale de la participation sociale, et en particulier au travail, dans les conditions sociales et sanitaires actuelles. Les EVS s'avèrent des indicateurs pertinents pour débattre de ces questions.

Mots clés / Key words

Espérances de vie en santé, inégalités sociales, incapacité, âges de fin de vie active, France / Health expectancies, social inequalities, disability, older working ages, France

Introduction

L'espérance de vie (EV) dépasse aujourd'hui 80 ans en France et sa progression régulière au cours des dernières décennies est principalement liée à la baisse de la mortalité aux grands âges [1]. Dans ce contexte de longévité croissante, le suivi de l'état de santé de la population est un enjeu majeur de santé publique pour l'organisation des soins ; mais c'est également devenu un enjeu social. En effet, l'allongement de l'espérance de vie suscite des attentes grandissantes en matière de participation sociale des plus âgés, notamment sur le marché du travail. Or, cette participation sociale nécessite d'être en « bonne santé ». Ainsi, les inégalités sociales en matière de santé sont à même d'engendrer des inégalités dans les chances de participation sociale et, plus spécifiquement, dans les chances de se maintenir en emploi jusqu'à l'âge légal de départ en retraite.

Les indicateurs d'espérance de vie en santé (EVS) permettent de mesurer le nombre moyen d'années que l'on peut espérer vivre en bonne ou en mauvaise santé, compte tenu des conditions sociales et sanitaires du moment. La France connaît actuellement une situation plutôt favorable au sein de l'Union européenne en termes d'EV et d'EV « sans limitation d'activité » [2]. Mais les EVS françaises varient selon la définition de la santé retenue [3] ; la situation est moins favorable lorsqu'on se réfère aux EV sans « limitations fonctionnelles » (LF) pour les hommes ou « en bonne santé perçue » (SP) pour les femmes [4;5]. On constate aussi de larges disparités sociales, ou selon le sexe. Les inégalités sociales d'EVS en France sont encore plus marquées que les inégalités d'EV, révélant pour 2003 une « double peine » pour les ouvriers, qui vivent davantage d'années d'incapacité que les cadres

pour une EV plus courte [6;7]. À 35 ans, les cadres ont 10 années d'EV sans LF de plus que les ouvriers. Ces inégalités se jouent-elles en fin de vie, laissant davantage d'années de retraite en bonne santé aux cadres qu'aux ouvriers ? Sont-elles au contraire patentées plus tôt, soulevant la question des risques de ne pas atteindre l'âge de la retraite en bonne santé et au travail ?

Cette étude vise à prolonger les estimations d'EVS par catégorie socioprofessionnelle (PCS) en s'intéressant plus spécifiquement à la fin de carrière. Nous mesurons les disparités avant et après 65 ans, pour évaluer à la fois l'inégalité dans le nombre d'années de retraite vécues en bonne santé et dans les chances d'atteindre 65 ans en bonne santé. Dans cette étude, nous utilisons différentes approches de l'incapacité, mais aussi l'indicateur subjectif de santé perçue, afin de montrer la nature et l'étendue des disparités.

For whom retirement will toll? Occupational inequalities in health expectancy beyond and after age 65 in France

Context – Increasing life expectancy (LE) raises expectations for social participation of the seniors, in particular at work. However, social/work participation requires a good health status. Using health expectancies (HE), this paper aims to show how HEs can help assessing (une)qual chances for social/work participation after age 50 in the French context in 2003.

Method – In the 2003 French health interview survey, we considered several health and disability dimensions likely to jeopardize work/social participation: functional limitations (LF); general activity limitations (GALI); personal-care activity restrictions (RADL); poor self-perceived health (SP). We computed HEs, at ages 50, 65 and between ages 50 and 65 to focus on late working ages, in 6 occupational classes.

Findings – Male manual workers' LE₅₀ is 27 years and half is spent with FL vs a third of the 5-year-longer LE in highly-qualified occupations. The HE's occupational gradient generally follows the LE's one. Differentials remain after age 65, but already exist below this age, even for RADL. Despite longer LE, women have no more healthy years to live than men in manual/unskilled occupations.

Conclusion – HEs illustrate large critical periods regarding health after age 50, especially in unskilled/manual occupations. There are large unequal chances of remaining healthy during retirement, but also of reaching retirement age in good health and without disability. These results question the possibility of an overall increasing social participation of the seniors in today's social and health conditions. HEs are useful indicators to debate and monitor such issues.

Méthode

Les espérances de vie en santé

Les EVS à 50 et 65 ans représentent le nombre moyen d'années de bonne santé au sein de l'EV compte tenu des conditions sociales et sanitaires du moment. Les calculs partiels, entre 50 et 65 ans (EVS₅₀₋₆₅), permettent d'évaluer le nombre d'années de bonne santé, parmi les 15 années qu'il est possible de vivre dans cette tranche d'âge ; une indication directe sur les inégalités de santé avant 65 ans. Les EVS sont estimées par la méthode de Sullivan qui consiste à décomposer, à chaque âge, les années vécues de la table de mortalité en années vécues en bonne ou mauvaise santé, au moyen des prévalences observées [8;9] (encadré). Il existe autant d'EVS que d'indicateurs de santé (incapacité, en bonne santé perçue...). Nous utilisons ici quatre approches complémentaires de la santé [10;11] :

– l'EVS_LF mesure la période vécue avec/sans LF physiques (locomotion, préhension...) ou sensorielles (vision, audition...). Les LF sont mesurées par des questions sur les difficultés à marcher, se pencher, entendre, voir, etc. Lorsqu'elles sont non ou mal corrigées, elles peuvent entraîner des difficultés dans la vie courante, notamment au travail. Ainsi, ces EVS_LF mettent en évidence une période critique au cours de laquelle la participation sociale peut être compromise ;

– l'EVS_RADL mesure les années vécues avec/sans restriction dans les activités de soin personnel. Ces activités (faire sa toilette, se nourrir, s'habiller, etc.), connues sous le terme d'ADL (*Activities of Daily Living*), sont essentielles à l'exercice d'une indépendance minimale. Les restrictions pour les ADL (RADL) témoignent d'un niveau d'incapacité sévère, voire de situations de dépendance (nécessité de l'aide d'une tierce personne) [12] ;

– l'EVS_GALI mesure les années vécues avec/sans limitations dans les activités en général. Le GALI (*General Activity Limitation Indicator*) du module de santé européen est présent dans de nombreuses enquêtes [13]. Il permet de saisir des gênes dans la vie quotidienne ressenties par la personne, sans préjuger du domaine d'activité affecté (travail, domicile, loisirs...). Il est de fait lié à divers indicateurs de restrictions d'activité, notamment à l'inactivité professionnelle pour les hommes [14;15] ;

– l'EVS_SP mesure les années vécues en bonne/mauvaise SP. Elle est utilisée pour résumer l'état de santé général des populations [16;17] ; bien que subjective, elle est fortement corrélée à la morta-

lité [18], la dégradation fonctionnelle [19;20], aux maladies chroniques, incapacités, mal-être, médication et recours aux soins [21;22]. Elle est aussi associée à des facteurs psychosociaux (soutien social, confiance en soi), notamment en lien avec les situations professionnelles [23;24].

Résultats

Des inégalités d'espérance de vie en bonne santé marquées

En 2003, les cadres ont une EV à 50 ans de 32 ans pour les hommes (36 ans pour les femmes) ; c'est environ 5 ans de plus que l'EV des ouvriers (2 ans pour les femmes). Comme aux âges plus jeunes, les cadres bénéficient des plus longues EV en bonne santé, quelle que soit la dimension de la santé (tableau page 85). Leur EV_{50-bonne_SP} est de 23 ans contre 14 ans environ pour les ouvriers. Les différences d'EV_{50-sans_LF} sont similaires et, bien que moins larges, les différences d'EV_{50-sans_GALI} ou d'EV_{50-sans_RADL} sont toujours plus importantes que les différences d'EV. Malgré leur EV₅₀ plus longues, les femmes ne présentent pas beaucoup plus d'années de bonne santé que les hommes et les différences d'EV₅₀ entre professions sont aussi larges que pour les hommes. Les EV₅₀ des professions intermédiaires, des agriculteurs et des indépendants sont inférieures mais proches des EV₅₀ des cadres. Suivent les employés, proches du groupe de tête pour les femmes et des ouvriers pour les hommes. Les EV₅₀ présentent le même gradient socioprofessionnel, à l'exception des agriculteurs qui affichent des EV_{50-LF} et EV_{50-SP} relativement défavorables pour leur EV₅₀ élevée. Les hommes inactifs non retraités (souvent pour raisons de santé) ont une EV extrêmement faible et passent moins du tiers de ces années en bonne SP.

Les EVS₆₅ sont plus courtes mais les inégalités persistent. Les anciens ouvriers passent environ un tiers de leur EV₆₅ sans LF contre près de la moitié pour les anciens cadres. Même pour les situations d'incapacité les plus sévères, les inégalités restent fortes : les anciens cadres passent 90% de leur EV₆₅ sans restrictions ADL contre 81% pour les anciens ouvriers.

Et avant l'âge de 65 ans ?

Les EVS₅₀₋₆₅ montrent que les années de mauvaise santé sont largement présentes avant l'âge de 65 ans (figure). L'EV₅₀₋₆₅ plus faible des ouvriers s'accompagne d'un moins grand nombre d'années de bonne santé : huit années de bonne SP (59% de

l'EV₅₀₋₆₅) et neuf sans LF (64% de l'EV₅₀₋₆₅) contre 12 années ou plus pour les cadres (plus de 80% de l'EV₅₀₋₆₅). Les agriculteurs sont aussi désavantagés avant 65 ans en matière d'EV_SP₅₀₋₆₅ et d'EV_LF₅₀₋₆₅ en dépit de leur EV avantagée. Pour les incapacités plus sévères, les inégalités existent aussi avant 65 ans. L'EV_{50-65-avec_RADL} des ouvriers est de 0,7 an contre 0,1 an pour les cadres.

Enfin, si les femmes ont une mortalité prématurée plus faible que les hommes, elles ne vivent pas plus d'années de bonne santé qu'eux entre 50 et 65 ans, quelle que soit la PCS.

Discussion

L'inégalité dans les chances d'être en bonne santé, avant comme après 65 ans, est grande entre les PCS, et les ouvriers cumulent toutes les inégalités. Le même gradient social se retrouve pour la mortalité et les EVS. Seuls les agriculteurs, bien lotis en termes d'EV, présentent une situation défavorable en matière d'EV_SP et EV_LF ; leurs conditions de travail difficiles (travail physique, horaires décalés, travail en extérieur...) les exposent probablement à la dégradation de leur santé et de la perception qu'ils en ont [25].

Les écarts les plus prononcés concernent les LF et la mauvaise SP ; des états de santé susceptibles de compromettre le maintien des activités et qui sont d'ailleurs déterminants dans la retraite anticipée [26]. Les LF qui reflètent des conditions de travail physiquement pénibles sont déjà très présentes avant 65 ans, en particulier dans les professions manuelles. La mauvaise SP qui reflète des composantes psychosociales délétères, liées notamment aux métiers, que ne mesurent pas les autres indicateurs [23;24], occupe la moitié de l'EV₅₀₋₆₅ des ouvriers (et confirme un résultat sur la mesure de la mauvaise SP avant le départ en retraite [27]). SP et LF indiquent ainsi les ressources physiques et mentales disponibles, utiles à la participation sociale, qui semblent s'épuiser plus tôt chez les ouvriers, et ce avant 65 ans. On confirme aussi que les gênes dans les activités sont déjà présentes chez les quinquagénaires et que les inégalités en la matière sont importantes.

On montre enfin que les femmes passent une plus grande partie de leur vie en mauvaise santé, quelle que soit la PCS (inactifs mis à part), et pour la quasi-totalité des approches, si on excepte les LF dans les professions les plus qualifiées. Elles ne sont donc pas avantagées par leur plus grande EV.

Encadré Définitions des indicateurs / Box Definitions of indicators

Estimation de l'espérance de vie sans incapacité

Avec la méthode de Sullivan, on décompose le nombre total d'années vécues de la table de mortalité en années vécues en incapacité et en années vécues sans incapacité à partir de la prévalence de l'état de santé considéré issues d'enquêtes santé. Ces dernières concernent en général la population vivant en ménage ordinaire. La méthode suggère de tenir compte aussi dans le partage des années de vie de celles passées en institution (déduites des taux de résidence en ménages ordinaires) que l'on considère comme des années d'incapacité [8;33].

État de santé

Les prévalences proviennent de l'enquête sur la santé et les soins médicaux de 2002-2003 (Insee). On s'appuie sur un indicateur de santé perçue et trois indicateurs d'incapacité présents dans le premier et le troisième questionnaire de l'enquête [34]. L'enquête est représentative de la population française vivant en ménage ordinaire et permet une stratification par catégorie socioprofessionnelle (PCS).

Les années vécues en institution

Afin de réintégrer la population des institutions médicales ou pour personnes âgées, on utilise les taux de résidence par groupe de professions issus des enquêtes Handicap-Incapacité-Dépendance de 1998 et 1999 (Insee). Ces

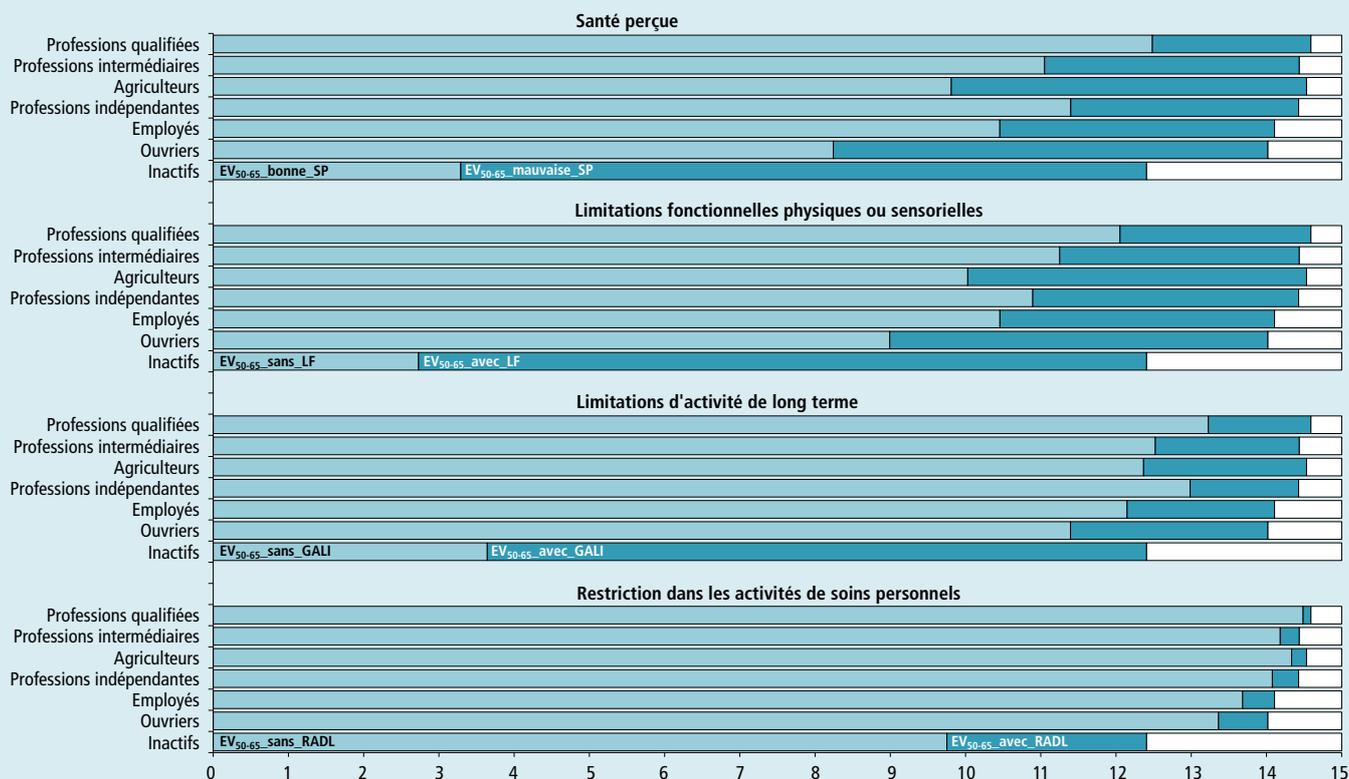
données ont mis en évidence des différences importantes selon la PCS [35].

Mortalité

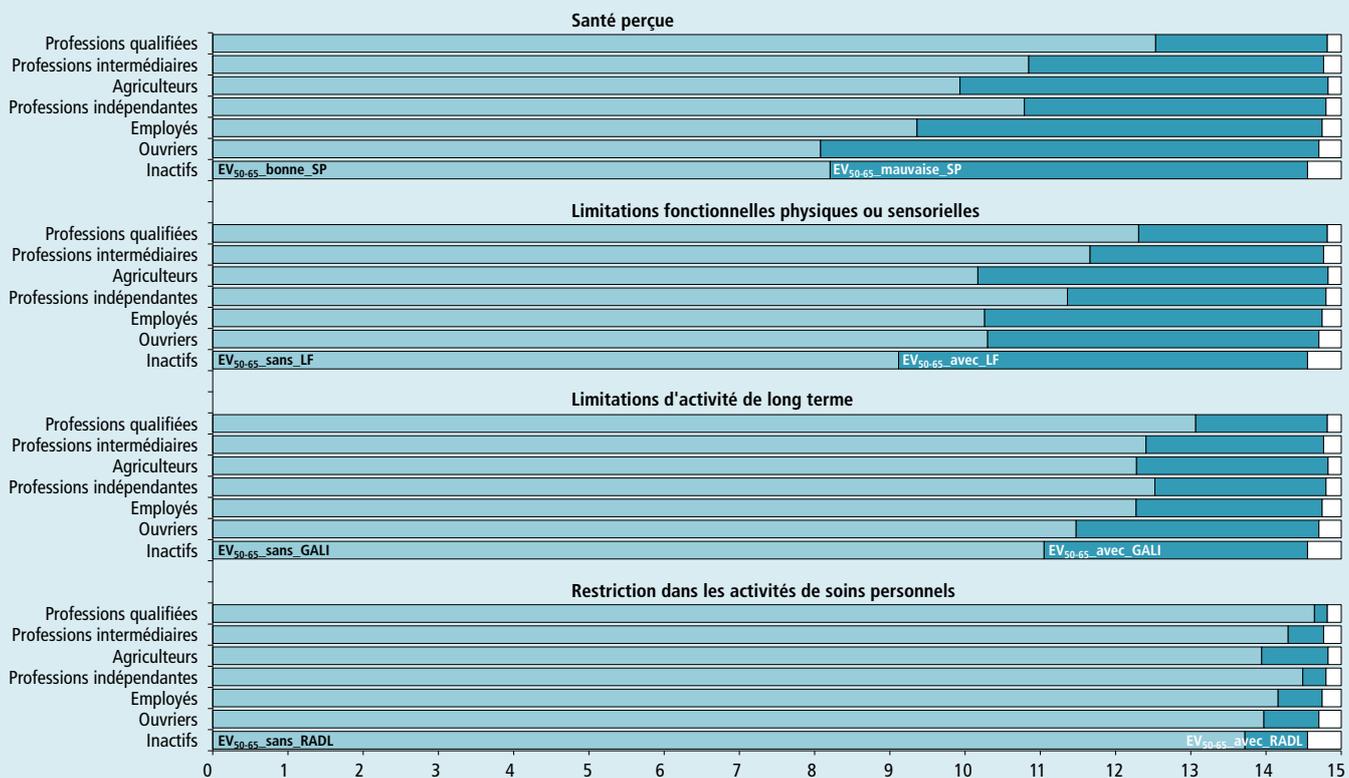
Les tables de mortalité par PCS ont été modélisées à partir des données de l'échantillon démographique permanent de l'Insee (décès survenus entre 1999 et 2003 parmi les 542 822 individus de 30 ans ou plus au recensement de 1999 classés selon leur PCS) à l'aide du logiciel IMACh® (calcul de risques de mortalité instantanés, basé sur les chaînes de Markov) [36]. Ce modèle a donné des estimations d'espérance de vie qui s'inscrivent dans la tendance des valeurs fournies par l'Insee pour la population totale en 2003 et pour les PCS pour la période 1991-1999.

Figure Espérance de vie et espérances de santé partielles (50-65 ans) selon la catégorie de profession et pour différents indicateurs de santé, France, 2003 / Figure Partial life and health expectancies (50-65 years old) according to the occupational class and for various health indicators, France, 2003

Hommes



Femmes



Sources : Enquête santé et soins médicaux 2002-2003, Insee / EDP 1999-2003, Insee / Enquête HID 1998-1999, Insee.

Tableau Espérance de vie et espérances de santé à 50 ans et 65 ans selon la catégorie de profession, France, 2003 / *Table Life and health expectancies at age 50 and 65, according to the occupational class, France, 2003*

	EV totale	Espérances de vie dans différents états de santé (années)																
		En bonne santé perçue				Sans limitation fonctionnelle				Sans limitation d'activité				Sans restrictions ADL				
		EV ₅₀	EV ₅₀ _bonne_SP	[IC95%]	% EVSEV	EV ₅₀ _sans_LF	[IC95%]	% EVSEV	EV ₅₀ _sans_GALI	[IC95%]	% EVSEV	EV ₅₀ _sans_RADL	[IC95%]	% EVSEV	EV ₅₀	EV ₅₀ _sans_RADL	[IC95%]	% EVSEV
Hommes (50 ans)	EV ₅₀																	
Professions qualifiées	32,2	22,8	[21,8-24,0]	71%	20,6	[19,4-21,9]	64%	25,8	[24,8-26,8]	80%	30,1	[29,2-31,0]	93%					
Professions intermédiaires	30,6	20,0	[19,0-21,0]	65%	18,5	[17,5-19,6]	60%	23,7	[22,8-24,6]	77%	28,3	[27,5-29,1]	92%					
Agriculteurs	30,9	16,5	[15,0-18,2]	53%	16,3	[14,8-17,9]	53%	23,7	[22,6-24,9]	77%	27,9	[27,0-28,9]	90%					
Professions indépendantes	30,2	19,3	[18,1-20,6]	64%	17,2	[15,9-18,7]	57%	23,7	[22,6-24,8]	78%	27,6	[26,8-28,6]	91%					
Employés	28,6	17,0	[15,6-18,4]	59%	16,6	[15,3-18,2]	58%	21,7	[20,7-22,9]	76%	25,5	[24,7-26,4]	89%					
Ouvriers	27,4	13,7	[12,9-14,5]	50%	13,3	[12,5-14,1]	49%	19,7	[19,1-20,3]	72%	24,1	[23,7-24,7]	88%					
Inactifs (non retraités)	20,2	6,2	[4,3-8,3]	31%	5,5	[3,1-8,0]	27%	5,6	[3,1-8,3]	28%	13,7	[13,0-14,6]	68%					
Total	29,0	16,9	[16,4-17,3]	58%	15,9	[15,4-16,3]	55%	21,5	[21,2-21,9]	74%	26,1	[25,8-26,4]	90%					
Femmes (50 ans)	EV ₅₀	EV ₅₀ _bonne_SP	[IC95%]	% EVSEV	EV ₅₀ _sans_LF	[IC95%]	% EVSEV	EV ₅₀ _sans_GALI	[IC95%]	% EVSEV	EV ₅₀ _sans_RADL	[IC95%]	% EVSEV					
Professions qualifiées	36,1	23,8	[21,8-26,1]	66%	22,5	[20,4-24,9]	62%	27,4	[25,7-29,3]	76%	31,7	[30,4-33,3]	88%					
Professions intermédiaires	35,1	19,6	[18,2-21,1]	56%	19,4	[17,9-21,0]	55%	24,8	[23,7-26,0]	71%	30,8	[30,0-31,6]	88%					
Agriculteurs	35,2	16,7	[14,9-18,6]	47%	16,3	[14,5-18,2]	46%	23,6	[22,3-24,9]	67%	29,4	[28,5-30,5]	84%					
Professions indépendantes	35,3	19,4	[17,7-21,2]	55%	18,7	[17,0-20,6]	53%	24,3	[23,0-25,8]	69%	30,3	[29,3-31,4]	86%					
Employés	34,8	17,4	[16,5-18,3]	50%	16,2	[15,3-17,2]	47%	24,5	[23,9-25,2]	70%	29,9	[29,4-30,4]	86%					
Ouvriers	34,0	14,7	[13,4-16,1]	43%	15,4	[14,1-16,8]	45%	22,5	[21,5-23,5]	66%	28,2	[27,6-29,0]	83%					
Inactifs (non retraités)	32,4	15,4	[14,4-16,4]	48%	15,3	[14,3-16,3]	47%	21,6	[20,8-22,3]	67%	27,5	[26,9-28,0]	85%					
Total	34,2	17,2	[16,8-17,7]	50%	16,6	[16,1-17,1]	49%	23,6	[23,2-23,9]	69%	29,1	[28,9-29,4]	85%					
Hommes (65 ans)	EV ₅₀	EV ₆₀ _bonne_SP	[IC95%]	% EVSEV	EV ₆₀ _sans_LF	[IC95%]	% EVSEV	EV ₆₀ _sans_GALI	[IC95%]	% EVSEV	EV ₆₀ _sans_RADL	[IC95%]	% EVSEV					
Professions qualifiées	18,9	11,1	[10,1-12,2]	59%	9,1	[8,0-10,4]	48%	13,5	[12,6-14,4]	71%	16,7	[16,0-17,5]	89%					
Professions intermédiaires	17,9	9,9	[9,0-10,9]	55%	8,0	[7,0-9,1]	45%	12,3	[11,5-13,1]	69%	15,6	[14,9-16,3]	87%					
Agriculteurs	17,8	7,3	[6,0-8,7]	41%	6,8	[5,5-8,2]	38%	12,3	[11,5-13,3]	69%	14,7	[14,0-15,6]	83%					
Professions indépendantes	17,4	8,7	[7,6-9,9]	50%	7,0	[5,8-8,4]	40%	11,8	[10,9-12,8]	68%	15,0	[14,3-15,8]	86%					
Employés	16,8	7,6	[6,3-9,0]	45%	7,2	[5,9-8,7]	43%	11,2	[10,3-12,2]	66%	13,8	[13,0-14,6]	82%					
Ouvriers	15,8	6,5	[5,8-7,2]	41%	5,1	[4,3-5,9]	32%	9,8	[9,3-10,4]	62%	12,8	[12,4-13,2]	81%					
Inactifs (non retraités)	12,3	4,6	[3,1-6,1]	37%	4,3	[2,2-6,5]	35%	3,1	[0,1-6,3]	25%	6,3	[6,1-6,5]	51%					
Total	16,9	8,0	[7,6-8,4]	47%	6,7	[6,3-7,1]	40%	11,2	[10,9-11,6]	66%	14,2	[14,0-14,5]	84%					
Femmes (65 ans)	EV ₅₀	EV ₆₀ _bonne_SP	[IC95%]	% EVSEV	EV ₆₀ _sans_LF	[IC95%]	% EVSEV	EV ₆₀ _sans_GALI	[IC95%]	% EVSEV	EV ₆₀ _sans_RADL	[IC95%]	% EVSEV					
Professions qualifiées	22,1	11,6	[9,7-13,9]	53%	10,5	[8,5-12,8]	48%	14,8	[13,3-16,5]	67%	17,6	[16,4-19,1]	80%					
Professions intermédiaires	21,2	9,1	[7,8-10,6]	43%	8,0	[6,6-9,6]	38%	13,0	[11,9-14,1]	61%	17,2	[16,5-17,9]	81%					
Agriculteurs	21,1	7,0	[5,5-8,6]	33%	6,3	[4,8-8,0]	30%	11,7	[10,6-12,9]	55%	16,0	[15,2-16,9]	76%					
Professions indépendantes	21,3	8,9	[7,4-10,5]	42%	7,6	[6,0-9,3]	36%	12,3	[11,1-13,6]	58%	16,4	[15,6-17,3]	77%					
Employés	21,0	8,4	[7,6-9,2]	40%	6,2	[5,3-7,2]	30%	12,8	[12,3-13,5]	61%	16,4	[16,0-16,9]	78%					
Ouvriers	20,4	7,0	[5,9-8,1]	34%	5,4	[4,1-6,7]	26%	11,6	[10,7-12,5]	57%	15,0	[14,5-15,7]	74%					
Inactifs (non retraités)	19,3	7,8	[6,9-8,7]	40%	6,7	[5,7-7,6]	35%	11,4	[10,7-12,0]	59%	14,9	[14,4-15,3]	77%					
Total	20,5	8,2	[7,7-8,6]	40%	6,6	[6,1-7,1]	32%	12,2	[11,9-12,5]	59%	15,8	[15,6-16,1]	77%					

Certes, cette étude repose sur des données déclaratives présentant quelques limites. La propension à déclarer les problèmes de santé peut varier socialement, entre autres parce que les cadres mieux informés pourraient davantage déclarer leurs problèmes que les ouvriers. Par ailleurs, la méthode de Sullivan présente des simplifications qui biaisent un peu les résultats [28], même si les biais paraissent limités [15;29;30]. Mais en dépit de ces limites, les EVS résumant bien l'état de santé et attestent de larges inégalités avant et après 65 ans.

Avec les EVS_SP et EVS_LF, cette étude révèle une période critique du point de vue de la santé avant 65 ans, qui varie grandement selon la PCS et que l'on tend à sous-estimer du fait de troubles moins sévères qu'aux grands âges et plus rarement diagnostiqués. Pourtant, leur impact sur les activités, notamment professionnelles, est effectif [26;31]. Et nos résultats montrent bien que les inégalités se traduisent en inégalité de participation sociale, avec des inégalités dans les EV sans limitations d'activités, bien présentes avant et après 65 ans. Dans le contexte de report des âges seuils de la retraite, ces chiffres interrogent la possibilité pour certains, plus nombreux dans les professions manuelles ou non qualifiées, de se maintenir en emploi jusqu'à la date légale de fin de carrière. Le recul des âges seuils augmentera probablement le nombre d'années passées hors emploi en attendant la retraite, et du nombre de départs en retraite avec carrière incomplète. Ces résultats soulignent la nécessité de développer des dispositifs de prise en charge sociale et sanitaire des personnes qui ne peuvent plus exercer d'activité professionnelle, du fait de troubles qui ne sont pas nécessairement reconnus ou diagnostiqués.

Plus généralement, en termes d'interventions pour réduire les années de mauvaise santé et les inégalités, notons que le lien entre santé et participation sociale se joue à deux niveaux : au niveau des altérations fonctionnelles (liées aux expositions aux maladies ou accidents) et au niveau des ressources pour en compenser les effets (appareillages, aménagement de l'environnement...) [32]. Ces résultats suggèrent, d'une part, d'agir sur les expositions au cours des carrières. En ce sens, la pénibilité du travail devrait être définie comme l'ensemble des situations professionnelles susceptibles de réduire l'EV en bonne santé, avant et après 65 ans. Le développement de dispositifs de prévention, mais aussi d'accompagnement des carrières, formations et réorientations, permettrait de limiter la durée et le cumul des expositions et de réduire les EV_mauvaise_SP et EV_avec_LF. Les résultats suggèrent, d'autre part, d'agir sur la gestion de l'état fonctionnel. Le développement de dispositifs de compensa-

tion des LF en général et d'aménagement des conditions de travail permettrait de préserver la participation sociale dans certaines situations de santé. Ces résultats montrent l'importance de produire régulièrement ce type d'indicateurs et d'analyser, parmi les facteurs sociaux de la santé, les carrières et parcours de vie qui préservent la santé fonctionnelle et/ou les chances de participation sociale.

Références

[1] Cambois E, Meslé F, Pison G. L'allongement de la vie et ses conséquences en France. Regards Croisés sur l'Économie. 2009;5:30-41.

[2] Jagger C, Gillies C, Moscone F, Cambois E, Van Oyen H, Nusselder W, et al. Inequalities in Healthy life expectancies in the 25 countries of the European Union in 2005: a cross-national meta-regression analysis. *Lancet*. 2008;9656(372):2124-31.

[3] Cambois E, Clavel A, Robine JM. L'espérance de vie sans incapacité continue d'augmenter. *Dossiers Solidarité et Santé*. 2006;2:7-22.

[4] Jagger C, Weston C, Cambois E, Oyen HV, Nusselder W, Doblhammer G, et al. Inequalities in health expectancies at older ages in the European Union: findings from the Survey of Health and Retirement in Europe (SHARE). *Eur J Community Health* 2010 (Submitted).

[5] Jagger C, Robine JM, Van Oyen H, Cambois E. Life expectancy with chronic morbidity. In: Major and chronic diseases Report 2007. Luxembourg: European Commission; 2008:291-304. [consulté le 17/01/2011] Disponible à : http://ec.europa.eu/health/archive/ph_threats/non_com/docs/mcd_report_en.pdf

[6] Cambois E, Laborde C, Robine JM. La « double peine » des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte. *Population et Sociétés*. 2008;(441):1-4.

[7] Cambois E, Robine JM, Hayward MD. Social inequalities in disability-free life expectancy in the French male population, 1980-1991. *Demography*. 2001;38(4):513-24.

[8] Sullivan D. A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Rep*. 1971;86(4):347-54.

[9] Jagger C, Cox B, Le Roy S, EHEMU (European Health Expectancy Monitoring Unit). Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method. 3rd Edition. EHEMU Technical Report; 2006. 44p.

[10] Sermet C, Cambois E. Mesurer la santé. In: Caselli G, Vallin J, Wunsch G, eds. *Traité de démographie* : Tome III. Les déterminants de la mortalité. Paris : Ined, 2002:25-52.

[11] Cambois E, Robine JM. Concepts et mesure de l'incapacité : définitions et application d'un modèle à la population française. *Retraite et Société*. 2003;39:62-91.

[12] Katz S, Ford A, Moskowitz R, Jackson B, Jaffe M. Studies of illness in the aged. The Index of ADL: A standardized measure of biological and psychosocial function. *JAMA*. 1963;185(12):914-9.

[13] Cox B, Van Oyen H, Cambois E, Jagger C, Le Roy S, Robine JM, et al. The reliability of the Minimum European Health Module. *Int J Public Health*. 2009;54(2):55-60.

[14] Tubeuf S, Jusot F, Devaux M, Sermet C. Social heterogeneity in self-reported health status and measurement of inequalities in health. Paris: Irdes; 2008.

[15] Cambois E, Robine JM, Mormiche P. Une forte baisse de l'incapacité en France dans les années 1990 ? Discussion autour des questions de l'enquête santé. *Population*. 2007;62(2):363-86.

[16] De Bruin A, Picavet H, Nossikov A. Health interview surveys: towards international harmonization of methods and instruments. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 1996.

[17] Robine JM, Jagger C. Creating a coherent set of indicators to monitor health across Europe: the Euro-REVES 2 project. *Eur J Public Health*. 2003;13(3 Suppl):6-14.

[18] Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav*. 1997;38(1):21-37.

[19] Idler EL, Kasl SV. Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*. 1995;50(6):5344-53.

[20] Ferraro KF, Farmer MM, Wybraniec JA. Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults. *J Health Soc Behav*. 1997;38(1):38-54.

[21] Benyamini Y, Idler EL, Leventhal H, Leventhal EA. Positive affect and function as influences on self-assessments of health: expanding our view beyond illness and disability. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*. 2000;55(2):P107-16.

[22] Goldstein MS, Siegel JM, Boyer R. Predicting changes in perceived health status. *Am J Public Health*. 1984;74(6):611-4.

[23] Salavecq G, Chandola T, Pikhart H, Dragano N, Siegrist J, Jöckel KH, et al. Work stress and health in Western European and post-communist countries: an East-West comparison study. *J Epidemiol Community Health*. 2010 ;64(1):57-62.

[24] von dem Knesebeck O, Dragano N, Siegrist J. Social capital and self-rated health in 21 European countries. *Psychosoc Med*. 2005;2:Doc02.

[25] Cohidon C, Santin G. Conditions de travail selon l'activité professionnelle dans l'Enquête Décennale Santé 2003 de l'Insee. Saint-Maurice : Institut de veille sanitaire ; 2007.58 p. [consulté le 17/01/2011] Disponible à : <http://www.invs.sante.fr>

[26] Barnay T. Chômage et invalidité après 50 ans : deux dispositifs alternatifs de sortie de l'emploi pour les seniors en mauvaise santé ? *Économie et Statistiques*. 2008;(411):6-23.

[27] Westerlund H, Kivimaki M, Singh-Manoux A, Melchior M, Ferrie JE, Pentti J, et al. Self-rated health before and after retirement in France (GAZEL): a cohort study. *Lancet*. 2009;374(9705):1889-96.

[28] Cambois E, Robine JM, Brouard N. Les espérances de vie appliquées à des statuts spécifiques : historique des indicateurs et des méthodes de calcul. *Population*. 1998;(3):447-76.

[29] Imai K, Soneji S. On the estimation of disability-free life expectancy: Sullivan's method and its extension. *J Am Stat Assoc*. 2007;102(480):1199-211.

[30] Cambois E, Clavel A, Robine JM, Romieu I. Trends in disability-free life expectancy at age 65 in France: Consistent and diverging patterns according to the underlying disability measure. *Eur J Ageing*. 2008;(5):287-98.

[31] Jusot F, Khlal M, Rochereau T, Sermet C. Job loss from poor health, smoking and obesity: a national prospective survey in France. *J Epidemiol Community Health*. 2008;62(4):332-7.

[32] Cambois E, Robine JM. Problèmes fonctionnels et incapacités chez les plus de 55 ans : des différences marquées selon les professions et le milieu social. *Études et Résultats*. 2004;(295):1-8.

[33] Cambois E. Calcul d'espérances de vie sans incapacité selon le statut social dans la population masculine française : 1980-1991 : un indicateur de l'évolution des inégalités sociales de santé [A- Thèses, mémoires d'habilitation]. Paris : Institut des études politiques de Paris ; 1999.

[34] Cambois E, Robine JM. L'incapacité et le handicap dans l'enquête santé 2002-2003 : diversité des approches et usage des indicateurs. *Dossiers Solidarité et Santé*. 2006;2:23-31.

[35] Mormiche P. Les personnes dépendantes en institutions. *Insee Première*. 1999;(669):1-4.

[36] Lièvre A, Brouard N, Heathcote C. The estimation of health expectancies from cross-longitudinal surveys. *Math Pop Studies* 2003;10(4):211-48.

Mesure des inégalités de mortalité par cause de décès. Approche écologique à l'aide d'un indice de désavantage social

Grégoire Rey (gregoire.rey@inserm.fr)¹, Stéphane Rican^{1,2}, Eric Jougl¹

1/ Inserm, CépiDc, Le Vésinet, France

2/ Laboratoire Espace, santé et territoires, Université Paris Ouest Nanterre La Défense, Nanterre, France

Résumé / Abstract

Introduction – Les indicateurs de désavantage social permettent une surveillance en routine des inégalités de santé. Cette étude définit un indicateur et évalue son association avec la mortalité par cause de décès sur l'ensemble de la France métropolitaine.

Méthodes – L'indicateur de désavantage social FDep99 est défini à l'échelle communale comme la première composante d'une analyse en composante principale de quatre variables.

L'association spatiale entre désavantage social et mortalité est étudiée selon la tranche d'unité urbaine, la région et la cause de décès, sur la période 1997-2001.

Résultats – FDep99 représente 68% du total de l'inertie du nuage de points. Sa construction est insensible à la tranche d'unité urbaine considérée.

Il est positivement et quasi-linéairement associé au niveau de mortalité, le SMR (ratio de mortalité standardisé) étant de 24% plus élevé pour les communes du quintile le plus désavantagé par rapport à celles du quintile le moins désavantagé. L'association est similaire au sein de chaque tranche d'unité urbaine et de chaque région. Elle est positive pour la quasi-totalité des causes de décès, et plus forte pour les hommes.

Conclusion – La méthode de construction de l'indice proposé permet de résumer l'hétérogénéité socioéconomique du territoire sans lien *a priori* avec la mortalité. L'indice permet une observation en routine des inégalités sociales de santé ; il fait actuellement l'objet d'investigations complémentaires.

Measuring social inequalities in mortality by cause of death. Ecological approach based on social a deprivation index

Introduction – Deprivation indexes allow the monitoring of socio-economic inequalities in health. This study creates a deprivation index and evaluates its association with mortality by cause of death over the whole mainland France territory.

Methods – The deprivation index, "FDep99", was developed at the "commune" level as the first component of a principal component analysis of four variables.

The spatial association between FDep99 and mortality was studied by degree of urbanicity, "region", and cause of death, over the period 1997-2001.

Results – FDep99 accounted for 68% of the total variation and its building is insensitive to the degree of urbanicity.

It is positively and quasi-linearly associated to mortality, the standardized mortality ratio (SMR) is 24% higher for the communes of the most deprived quintile than for those of the least deprived quintile. The association is similar for each degree of urbanicity and region. It is positive for almost all causes of death and significantly greater for men.

Conclusions – The deprivation index proposed reflects a major part of spatial socioeconomic heterogeneity, without any *a priori* link with general mortality. The index may be routinely used to observe health inequalities, it is currently the subject of complementary investigations.

Mots clés / Key words

Désavantage social, mortalité, analyse écologique, cause de décès / Deprivation, mortality, ecological analysis, cause of death

Introduction

L'analyse et la surveillance des inégalités sociales de santé passent par l'élaboration d'indicateurs standards et reproductibles des situations sociales. Ces mesures sont régulièrement basées soit sur le seul statut individuel (profession et catégorie socioprofessionnelle, niveau d'études, niveau de revenu, etc.), soit sur des caractéristiques du contexte de résidence s'appuyant sur des données agrégées. Ces dernières sont souvent les plus accessibles et régulièrement mises à jour.

Les indices de désavantage social ("Deprivation Index" en anglais) sont couramment utilisés pour analyser les différentiels de santé. Ils peuvent contribuer à la surveillance des inégalités sociales de santé, à l'analyse des déterminants sociaux et environnementaux de la santé ainsi qu'au ciblage de populations ou de zones en situation de risque [1]. Le concept de désavantage social a été initialement défini par Townsend comme un « état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de la société à laquelle appartient l'individu, la famille ou le groupe » [2]. De nombreux indices synthétiques, dont les indices de Townsend et de Carstairs, ont été définis pour quantifier le désavantage social. Ces

indices se calculent comme une somme pondérée de plusieurs variables mesurant le niveau socio-économique de la population résidente au sein d'unités spatiales.

L'universalité des indices de Carstairs et Townsend, construits dans des contextes majoritairement urbains et anglo-saxons à partir des années 1980, est couramment interrogée [3]. En France, plusieurs autres indices ont été proposés [4-9], rassemblant des paramètres et des méthodologies variés. À ce jour, aucun de ces indices n'a eu pour objectif la comparabilité du niveau socioéconomique sur l'ensemble du territoire français.

L'association entre désavantage social, mesuré au travers d'indices agrégés, et mortalité est le plus souvent positive [10;11].

Cet article a dans un premier temps pour objectif d'exposer une méthode de calcul d'un indice de désavantage social sur l'ensemble de la France métropolitaine. Dans un second temps, l'association entre désavantage social et mortalité est mesurée dans différents contextes, tenant compte des caractéristiques rurales ou urbaines de chaque zone et de leur implantation régionale. Le traitement est effectué pour différentes causes de décès. Cet article

synthétise la méthode et de nombreux résultats préalablement publiés [7].

Matériel et méthode

Indice de désavantage social

L'indice de désavantage social, noté « FDep99 » a été construit à l'échelle des communes, des cantons et des régions en utilisant les données disponibles à l'échelle des communes sur l'ensemble du territoire (source : Insee) : le recensement de la population de 1999 et les données de déclarations d'impôt de 2001 (disponibles uniquement pour les communes de plus de 50 ménages). L'indice a été construit afin de respecter les propriétés suivantes : unidimensionnel, maximisant la représentation de l'hétérogénéité de ses composantes et fortement associé avec ses composantes au sein de chaque tranche d'unité urbaine (TUU).

Quatre variables ont été retenues : le revenu médian par ménage, le pourcentage de bacheliers dans la population de plus de 15 ans, le pourcentage d'ouvriers dans la population active et le taux de chômage. Alors que les deux premières variables représentent une dimension négative du désavantage social, les deux dernières en représentent une dimension positive. Ces variables ont été choisies

au regard de travaux précédents [1;4;10;12]. Elles représentent des dimensions fondamentales du niveau socioéconomique, comparables entre les TUU, et fortement associées entre elles au sein de chaque TUU et entre les TUU.

L'indice FDep99 a été défini comme la première composante de l'analyse en composante principale (ACP) de ces quatre variables. FDep99 représente 68% de l'inertie totale formée par les quatre variables et est fortement corrélé à chacune de ces dimensions dans un sens cohérent de désavantage social (négativement avec le revenu médian et le pourcentage de bacheliers, positivement avec le pourcentage d'ouvriers et le taux de chômage). Les coefficients de l'ACP sont très similaires lorsqu'ils sont calculés séparément dans chaque TUU ou sur l'ensemble de la France.

L'indice a tout d'abord été calculé à l'échelle des communes, puis a été agrégé aux échelles des cantons et des régions en calculant la moyenne pondérée par les populations des communes.

Le territoire a par la suite été divisé en quintiles de FDep99, représentant chacun environ 20% de la population.

Tranche d'unité urbaine (TUU)

Le concept d'unité urbaine a été développé par l'Insee pour définir le niveau rural/urbain des communes. Une unité urbaine est un ensemble de communes dont les habitations sont séparées de moins de 200 mètres. Cinq tranches d'unité urbaine (TUU) sont définies selon la taille de la population : rurale (moins de 2 000 habitants), quasi-rurale (de 2 000 à 9 999 habitants), quasi-urbaine (de 10 000 à 99 999), urbaine (de 100 000 à 1 999 999 habitants) et agglomération parisienne.

Données de mortalité

Les données de mortalité sont issues de la base de données du CépiDc-Inserm pour la France métropolitaine de 1997 à 2001, représentant un total de 2 650 390 décès. La commune de résidence au moment du décès est utilisée comme localisation du sujet décédé. La cause initiale du décès est classée selon 17 grandes catégories utilisées par Eurostat.

Mesure d'association

Le ratio de mortalité standardisé (SMR) est utilisé pour caractériser les différentiels de mortalité. Il est calculé comme le ratio entre la mortalité observée dans une unité spatiale et la mortalité attendue (taux de mortalité France entière de la période 1997-2001 appliqué à la population de l'unité spatiale, par âge et sexe). Deux mesures d'association ont été utilisées :

– le ratio (SMR_{Q5} / SMR_{Q1}), SMR_{Q1} étant le SMR de l'unité spatiale dont FDep99 se situe entre le (i-1)^{ème} et le i^{ème} quintile,

– la tendance log-linéaire, définie comme l'association linéaire entre le logarithme du SMR et FDep99. L'association a été calculée à l'aide d'un modèle de Poisson avec prise en compte d'un terme de surdispersion non spatialement structuré. Le modèle utilisé est le suivant :

$$\begin{cases} O_u \sim P(\lambda_u) \\ \log(\lambda_u) = \log(E_u) + \alpha + \beta \cdot FDep99_u \end{cases}$$

Où :

- u est une commune ;
- O_u est le nombre de décès domicilié dans "u" sur la période 1997-2001 ;
- E_u est le nombre de décès attendu dans "u" ;
- α est la constante ;
- β est la tendance log-linéaire.

Résultats

Distributions géographiques de FDep99 et de la mortalité toutes causes

Les distributions géographiques de FDep99 et du SMR sont représentées à l'échelle des régions et à celle plus fine des cantons (figure 1).

À l'échelle des régions, les distributions de la mortalité et de FDep99 sont similaires, avec notamment un gradient sud-nord et de faibles valeurs en région parisienne. Cependant, certaines différences sont observées, en particulier en Bretagne et en Alsace où la mortalité est élevée mais FDep99 relativement faible.

À l'échelle des cantons, les similarités sont moins évidentes. La distribution de la mortalité conserve les grands traits de sa distribution à l'échelle régionale tandis que la distribution de FDep99 est fortement influencée par des variations selon le gradient rural/urbain. Les cantons situés au centre de chaque département, majoritairement urbains, sont peu désavantagés et s'opposent aux cantons périphériques plus désavantagés (figure 1).

Associations entre FDep99 et la mortalité toutes causes par tranche d'unité urbaine (TUU)

La mortalité est significativement inférieure, d'au moins 9%, dans la TUU Paris et banlieue que dans les autres TUU (tableau 1). La TUU est un facteur majeur de variation de FDep99. L'écart de valeur entre le premier et le cinquième quintile est nettement plus élevé pour les TUU les plus urbaines. L'association entre la mortalité et FDep99 est forte et significative en considérant l'ensemble de la France de même qu'à l'intérieur de chaque TUU (tableau 1). Sur l'ensemble de la France, le SMR est

de 24% supérieur dans les communes du cinquième quintile de FDep99 comparé aux communes du premier quintile. Ces différentiels de mortalité sont plus élevés pour les TUU les plus urbaines (11% pour les zones rurales, 30% pour Paris et sa banlieue).

L'association entre FDep99 et la mortalité est proche de la linéarité dans chacune des TUU considérée séparément. Le test d'interaction entre TUU et FDep99 indique que les tendances log-linéaires ne sont pas statistiquement hétérogènes entre les TUU.

Association entre FDep99 et la mortalité toutes causes par région

À l'échelle des communes, l'association entre FDep99 et la mortalité est également très proche de la linéarité au sein de chaque région (figure 2). Le test d'interaction entre TUU et FDep99 indique que la tendance log-linéaire est non significativement hétérogène entre les régions.

De ce fait, les plus forts différentiels de mortalité sont observés dans les régions pour lesquelles les différentiels de FDep99 sont les plus importants, et ce en particulier en région parisienne.

À un niveau donné de FDep99, de forts différentiels de mortalité sont observés par région. En particulier, la mortalité dans la région Nord-Pas-de-Calais est nettement supérieure à la mortalité des autres régions, quelle que soit la valeur de FDep99.

Association entre FDep99 et la mortalité par cause de décès et par sexe

À l'exception des maladies infectieuses, des états morbides mal définis et des infections périnatales pour les filles, la mortalité est significativement plus élevée pour les communes les plus désavantagées quelle que soit la cause de décès (tableau 2). Les catégories pour lesquelles les différentiels de mortalité sont les plus marqués sont les morts violentes, les maladies du système digestif, les maladies mentales, les maladies endocriniennes et nutritionnelles, les complications de grossesse, les maladies respiratoires et les maladies cardiovasculaires.

Tableau 1 Association entre FDep99 et la mortalité toutes causes à l'échelle des communes, par Tranche d'unité urbaine, France | Table 1 Association between the FDep99 index and all-cause mortality on the commune level, by degree of urbanicity, France

	France entière	Tranches d'unité urbaine (TUU)				
		Rurale	Quasi-rurale	Quasi-urbaine	Urbaine	Paris et banlieue
Nombre d'unités spatiales	30 498	24 533	2 466	1 774	1 312	414
Population (en millier)	59 273	14 101	7 019	11 143	17 196	9 814
SMR		1,13*	1,17*	1,13*	1,09*	1,00
Moyenne	0	0,34	0,36	0,33	-0,03	-1,07
FDep99	2,73	1,92	2,03	1,85	2,46	3,54
SMR _{Q5} /SMR _{Q1}	1,24*	1,11*	1,17*	1,20*	1,29*	1,30*
SMR ajusté		1,01	1,04	0,99	1,00	1,00 (réf.)

FDep99 = première composante d'une analyse en composante principale à l'échelle des communes des variables : revenu médian, pourcentage d'ouvriers, pourcentage de bacheliers et taux de chômage.

Q5-Q1 : différence entre la moyenne de FDep99 pour les communes dont l'indice est supérieur au 4^{ème} quintile et la moyenne de l'indice pour les communes dont l'indice est inférieur au premier quintile.

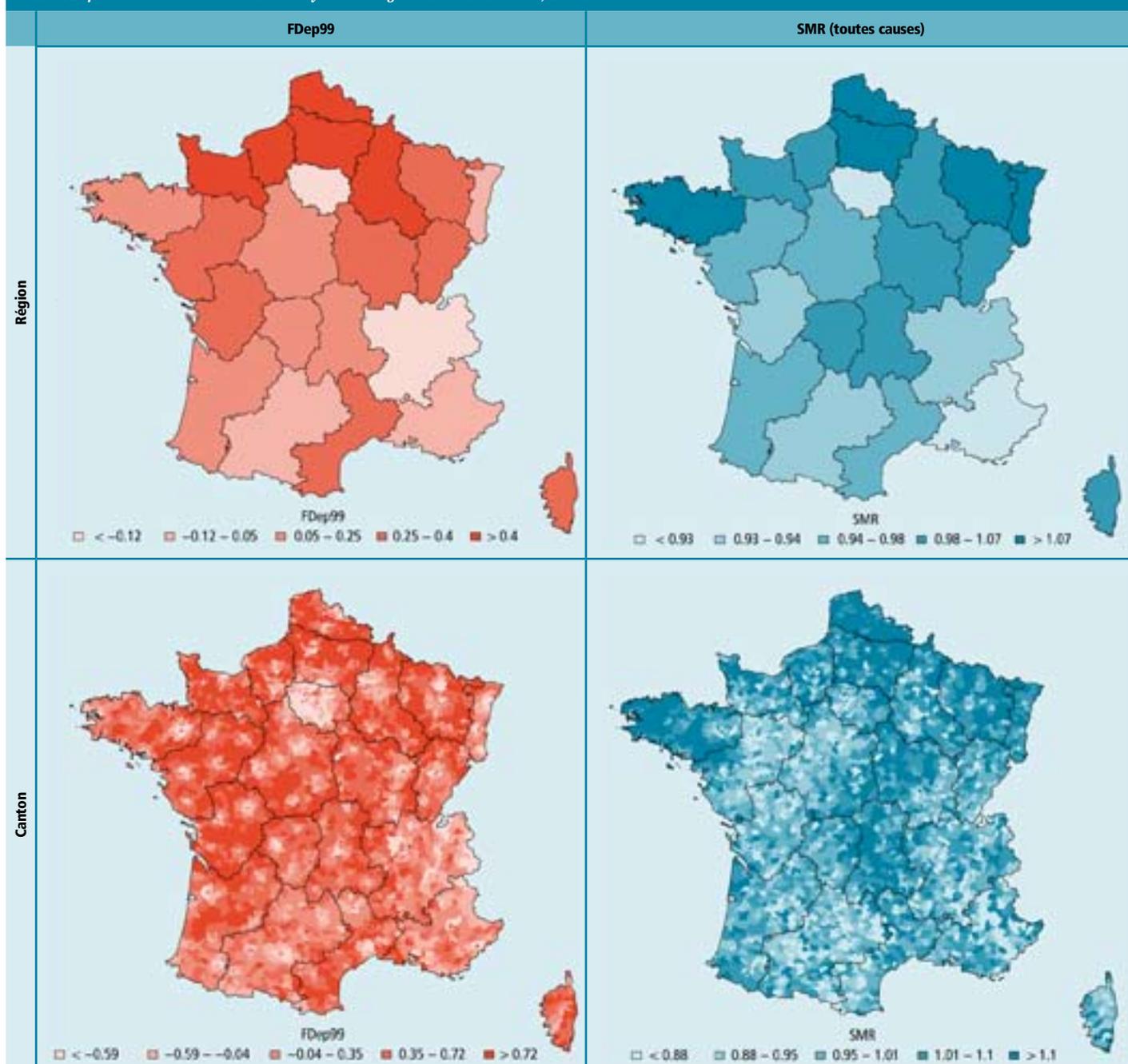
SMR : ratio de mortalité standardisé sur la période 1997-2001.

SMR_{Q5}/SMR_{Q1} : ratio du SMR des communes dont l'indice est supérieur au 4^{ème} quintile et du SMR des communes dont l'indice est inférieur au premier quintile.

SMR ajusté : SMR moyen de la TUU (référence 1 pour Paris et banlieue) ajusté sur une tendance log-linéaire de FDep99.

* La valeur est significativement différente de 1 au seuil 5%.

Figure 1 Distribution spatiale de l'indice FDep99 et de la mortalité toute cause à l'échelle des régions et des cantons, France / Figure 1 Geographic distribution of the FDep99 index and all-cause mortality on the region and canton levels, France



FDep99 = première composante d'une analyse en composante principale à l'échelle des communes des variables : revenu médian, pourcentage d'ouvriers, pourcentage de bacheliers et taux de chômage.
SMR : ratio de mortalité standardisé sur la période 1997-2001.

Par sexe

Les différentiels de mortalité sont globalement près de deux fois plus élevés pour les hommes (+33%) que pour les femmes (+18%). Pour les cancers, les différentiels de mortalité sont uniquement observés pour les hommes, et sont de moindre amplitude que pour la mortalité toutes causes. Les différentiels sont particulièrement plus élevés pour les hommes que pour les femmes pour les troubles mentaux, les morts violentes, les maladies du système respiratoire et du système digestif.

Discussion

Indice de désavantage social

Les indices de désavantage social n'ont pas pour vocation première de permettre la recherche de

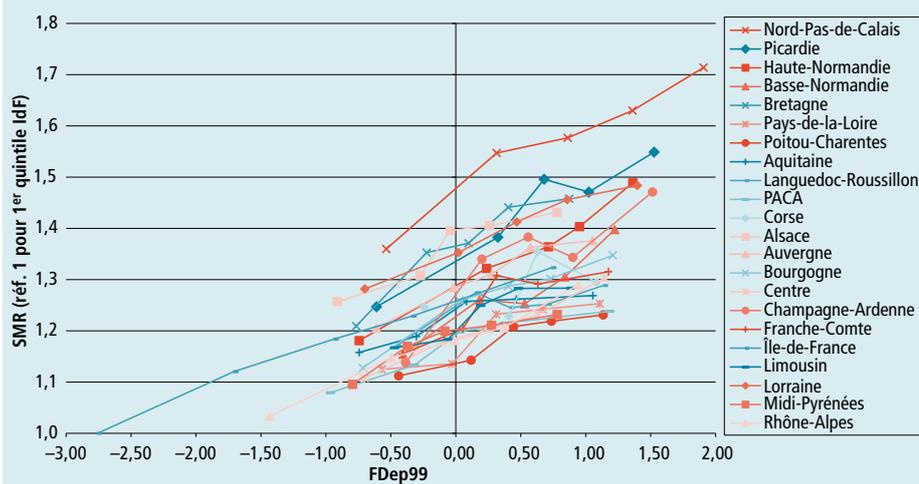
relation causale entre situations sociales et mortalité. Ils sont principalement construits pour permettre une description large et un suivi en routine des inégalités de santé liées aux disparités socio-économiques.

L'indice FDep99 n'est pas le seul indice de désavantage social développé en France. D'autres indices ont également été développés pour approcher les situations sociales sur la base d'informations géo-référencées [4-6;8;9]. Des initiatives sont actuellement en cours pour tenter d'harmoniser ces approches et de disposer de référentiels communs intégrant des réflexions sur les méthodes de construction, les domaines d'application ou les critères associés aux contextes de résidence (enclavement, proximité, ségrégation, etc.).

La construction de l'indice proposée ici est très similaire à celle utilisée pour la plupart des indices récents [1;4;11]. L'indice FDep99 est ainsi construit avec des contraintes pratiques, notamment la disponibilité de données à une échelle fine sur l'ensemble du territoire. Il a été validé à partir de critères non exhaustifs, à l'aide d'une méthode intégrant la prise en compte de la structure socioéconomique des entités spatiales étudiées. Sa construction a été effectuée sans lien *a priori* avec la mortalité ou toute autre mesure de santé.

L'échelon le plus fin d'analyse retenu (communes) ne permet de cerner qu'une partie des situations de désavantage mettant l'accent sur les oppositions entre centres urbains et périphéries rurales mais occultant, par construction, les variations intra-urbaines.

Figure 2 Différentiel de mortalité à l'échelle des communes, par région, France / Figure 2 Mortality differentials at the commune level, by region, France



FDep99 = première composante d'une analyse en composante principale à l'échelle des communes des variables : revenu médian, pourcentage d'ouvriers, pourcentage de bacheliers et taux de chômage.
SMR : ratio de mortalité standardisé sur la période 1997-2001 (référence 1 pour le SMR du premier quintile de l'Île-de-France).

Tableau 2 Différentiel de mortalité selon l'indice FDep99 (SMR_{Q5}/SMR_{Q1}) à l'échelle des communes, par cause de décès et par sexe, France / Table 2 Mortality differentials with the FDep99 index (SMR_{Q5}/SMR_{Q1}) on the commune level, by cause of death category and gender, France

	Total %	SMR_{Q5}/SMR_{Q1}		
		Ensemble % [IC 95%]	Hommes % [IC 95%]	Femmes % [IC 95%]
1. Maladies infectieuses	1,7	1,01 [0,98;1,04]	0,98 [0,94;1,02]	1,05 [1,00;1,09]
2. Cancers	27,9	1,16 [1,15;1,17]	1,26 [1,25;1,27]	1,02 [1,01;1,03]
3. Maladies du sang	0,5	1,19 [1,13;1,26]	1,20 [1,11;1,31]	1,19 [1,10;1,28]
4. Maladies endocriniennes	3,2	1,42 [1,39;1,46]	1,46 [1,41;1,51]	1,40 [1,36;1,44]
5. Troubles mentaux	3,0	1,48 [1,45;1,52]	1,68 [1,62;1,74]	1,37 [1,33;1,41]
6. Système nerveux	3,3	1,08 [1,06;1,11]	1,14 [1,10;1,18]	1,04 [1,01;1,07]
7. Maladies cardiovasculaires	30,9	1,31 [1,30;1,32]	1,36 [1,35;1,38]	1,27 [1,26;1,29]
8. Appareil respiratoire	7,5	1,34 [1,32;1,36]	1,48 [1,45;1,51]	1,22 [1,19;1,24]
9. Appareil digestif	4,7	1,48 [1,46;1,51]	1,63 [1,59;1,67]	1,34 [1,30;1,38]
10. Maladie de la peau	0,5	1,33 [1,25;1,41]	1,36 [1,22;1,52]	1,31 [1,22;1,41]
11. Système ostéo-articulaire et muscle	0,6	1,14 [1,08;1,20]	1,19 [1,09;1,30]	1,12 [1,05;1,19]
12. Appareil génito-urinaire	1,4	1,18 [1,14;1,22]	1,21 [1,16;1,27]	1,15 [1,10;1,21]
13. Complications de grossesse, accouchement	0,0	1,60 [1,15;2,23]		1,60 [1,15;2,23]
14. Infections périnatales	0,3	1,11 [1,03;1,19]	1,10 [1,00;1,22]	1,11 [0,99;1,24]
15. Malformations congénitales	0,3	1,29 [1,20;1,39]	1,30 [1,18;1,44]	1,28 [1,15;1,42]
16. États morbides mal définis	6,3	0,86 [0,85;0,88]	0,83 [0,81;0,85]	0,89 [0,87;0,91]
17. Morts violentes	8,0	1,50 [1,47;1,52]	1,67 [1,64;1,71]	1,27 [1,25;1,30]
Toutes causes	100,0	1,27 [1,26;1,28]	1,33 [1,32;1,34]	1,18 [1,17;1,19]

FDep99 = première composante d'une analyse en composante principale à l'échelle des communes des variables : revenu médian, pourcentage d'ouvriers, pourcentage de bacheliers et taux de chômage.
Pourcentage (%) total : pourcentage du total de la mortalité.
SMR : ratio de mortalité standardisé sur la période 1997-2001.
 SMR_{Q5}/SMR_{Q1} : ratio du SMR des communes dont l'indice est supérieur au 4^{ème} quintile et du SMR des communes dont l'indice est inférieur au premier quintile.

Association entre FDep99 et mortalité

Les résultats montrent une homogénéité de l'association entre FDep99 et la mortalité toutes causes, quel que soit le contexte rural/urbain ou la région, illustrant le caractère discriminant de cet indice sur l'ensemble du territoire.

De plus, cette association est observée pour la plupart des causes de décès. La prise en compte de facteurs socioéconomiques dans des analyses écologiques apparaît ainsi généralement nécessaire. Cependant, malgré une association forte et régulière entre l'indice FDep99 et la mortalité, celui-ci est loin

d'expliquer la totalité de l'hétérogénéité géographique de la mortalité en France. Cette hétérogénéité peut être attribuée à de nombreux autres facteurs (environnement, mode de vie, risques professionnels, disponibilité et rapport aux soins, organisation territoriale, etc.).

L'association pour les femmes est positive, mais de moindre amplitude que pour les hommes. Ce résultat reflète en partie des différentiels d'exposition liée à des comportements à risque (alcool, tabac, suicide...). L'association est quasi-nulle pour le cancer des femmes. Ce résultat recoupe des observations déjà formulées sur une association géné-

ralement absente ou négative entre niveau socioéconomique et cancer du sein [13], et un gradient longtemps négatif entre niveau socioéconomique et consommation de tabac [14].

Implications en santé publique

Comme dans de nombreux pays, la profession et la catégorie socioprofessionnelle sont les seules informations individuelles caractérisant le niveau socioéconomique dans les bases de données de mortalité françaises. Cette information, mal enregistrée, n'est exploitable que pour les hommes entre 25 et 55 ans. Ainsi, l'approche écologique, à l'aide d'indices de désavantage social, présente l'avantage d'être utilisable en routine sans contrainte forte de confidentialité. Elle permet également de mesurer les disparités socioéconomiques pour l'ensemble de la population quel que soit l'âge. Des travaux complémentaires sont en cours pour mettre en évidence l'évolution temporelle des inégalités sociales à l'aide de ce type d'indicateur.

Remerciements

Nous tenons à remercier vivement Denis Hémon et Anne Fouillet qui ont contribué à la réalisation de cette étude.

Références

- [1] Pampalon R, Raymond G. A deprivation index for health and welfare planning in Quebec. *Chronic Dis Can.* 2000;21(3):104-13.
- [2] Townsend P. Deprivation. *Int Soc Pol.* 1987;16(2):125-48.
- [3] Haynes R, Gale S. Deprivation and poor health in rural areas: inequalities hidden by averages. *Health Place.* 2000;6(4):275-85.
- [4] Challier B, Viel JF. Pertinence et validité d'un nouvel indice composite français mesurant la pauvreté au niveau géographique. *Rev Épidémiol Santé Publique.* 2001;49(1):41-50.
- [5] Havard S, Deguen S, Bodin J, Louis K, Laurent O, Bard D. A small-area index of socioeconomic deprivation to capture health inequalities in France. *Soc Sci Med.* 2008;67(12):2007-16.
- [6] Lasbeur L, Kaminski M, Ancel PY, du Mazaubrun C, Zeitlin J. Analysis of social inequalities in perinatal health using census data: The risk of very preterm birth in the Paris region. *Population.* 2006;61(4):485-501.
- [7] Rey G, Jouglia E, Fouillet A, Hémon D. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997-2001: variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death. *BMC Public Health.* 2009;9:33.
- [8] Charreire H, Combier E. Poor prenatal care in an urban area: a geographic analysis. *Health Place.* 2009;15(2):412-9.
- [9] Gorja S, Daniau C, de Crouy-Chanel P, Empereur-Bissonnet P, Fabre P, Colonna M, et al. Risk of cancer in the vicinity of municipal solid waste incinerators: importance of using a flexible modelling strategy. *Int J Health Geogr.* 2009;8:31.
- [10] Tobias MI, Cheung J. Monitoring health inequalities: life expectancy and small area deprivation in New Zealand. *Popul Health Metr.* 2003;1(1):2.
- [11] Fukuda Y, Nakamura K, Takano T. Higher mortality in areas of lower socioeconomic position measured by a single index of deprivation in Japan. *Public Health.* 2007;121(3):163-73.
- [12] Benach J, Yasui Y. Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation. *J Epidemiol Community Health.* 1999;53(7):423-31.
- [13] Strand BH, Kunst A, Huisman M, Menvielle G, Glickman M, Bopp M, et al. The reversed social gradient: higher breast cancer mortality in the higher educated compared to lower educated. A comparison of 11 European populations during the 1990s. *Eur J Cancer.* 2007;43(7):1200-7.
- [14] Cavelaars AE, Kunst AE, Geurts JJ, Crialesi R, Grötvéd L, Helmert U, et al. Educational differences in smoking: international comparison. *BMI.* 2000;320(7242):1102-7.

Inégalités sociales et territoriales de santé : l'exemple de l'obésité dans la cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005

Emmanuelle Cadot, Judith Martin, Pierre Chauvin (chauvin@u707.jussieu.fr)

Inserm, UMRS 707, Équipe de recherche sur les déterminants sociaux de la santé et du recours aux soins ; UPMC, Université Paris 6, Paris, France

Résumé / Abstract

Objectif – L'objectif de ce travail était d'estimer l'association entre certaines caractéristiques du contexte de résidence et l'obésité, une fois pris en compte l'âge, le sexe et le statut socio-économique des personnes résidant dans l'agglomération parisienne.

Méthodes – Les analyses ont été conduites à partir des données recueillies en 2005 par la cohorte SIRS (Santé, inégalités et ruptures sociales), auprès d'un échantillon aléatoire de 3 023 individus représentatif de la population adulte francophone de Paris et de la première couronne. L'obésité est définie par un IMC supérieur ou égal à 30, à partir de données déclaratives. Les caractéristiques de l'environnement de résidence ont été mesurées à l'Iris ou dans un rayon de 500 mètres, selon la disponibilité des sources extérieures. Les analyses ont fait appel à un système d'information géographique et à des modèles de régression multiniveau.

Résultats – Après ajustement sur l'âge, le sexe, le niveau d'éducation et le niveau de revenus, il existe des associations fortes et significatives entre le risque d'obésité et le niveau de revenus moyen des ménages de l'Iris de résidence, la proportion d'habitants avec un niveau d'études supérieur, la distance moyenne aux magasins alimentaires de détail les plus proches, la proportion d'établissements de restauration rapide parmi les restaurants et le nombre de commerces et de service de voisinage.

Discussion-conclusion – Une telle approche d'« épidémiologie contextuelle » apparaît riche d'enseignements pour des maladies comme l'obésité – où des modèles multiniveau permettent de confronter l'« effet » des caractéristiques individuelles à celui des caractéristiques du contexte de résidence – à l'heure où se développent une réflexion et des actions politiques territoriales en matière de santé.

Social and neighborhood inequalities in health: the example of obesity in the SIRS cohort, Paris metropolitan area, 2005

Objectives – The aim of this study was to estimate the associations between some neighborhood characteristics and obesity, after adjustment on gender, age and socioeconomic status, in the Paris metropolitan area.

Methods – We used the data collected by the SIRS cohort in 2005 among a random sample of 3,023 individuals, representative of French-speaking adults of Paris and its suburbs. Obesity was defined as a BMI equal or superior to 30, based on declarative data. Neighborhood characteristics were estimated by neighborhood or in a 500m radius, according to the availability of the external sources. Analysis used a geographic information system and multilevel regression models.

Results – Once adjusted on age, gender, education level and income, we estimated strong and significant associations between obesity and neighborhood levels of income or education, as well as the mean distance to closest food retail stores, the proportion of fast-foods among the total number of restaurants and the number of local shops and services available.

Discussion-conclusion – Such a “contextual epidemiological” approach seems meaningful for diseases like obesity – where multilevel models are able to distinguish between individual and neighborhood characteristics “effects” – at the time when health political reflections and actions are increasingly adapted on a territorial basis.

Mots clés / Key words

Inégalités sociales, obésité, environnement de résidence / Social inequalities, obesity, neighborhood characteristics

Introduction

De récentes données épidémiologiques relatent, en France, une augmentation substantielle de l'obésité, en particulier chez les plus jeunes. Entre 1997 et 2009, la prévalence de l'obésité chez l'adulte serait passée de 8,2% à 14,5%, soit une progression annuelle moyenne d'environ 6% [1]. Cette évolution – si elle concerne l'ensemble de la population – apparaît toutefois plus prononcée parmi les catégories socioprofessionnelles modestes ou les inactifs. En outre, la prévalence de l'obésité féminine tend à s'accroître plus rapidement que celle des hommes [1]. L'obésité est un phénomène multifactoriel qui découle de l'interaction d'une variété de déterminants individuels et environnementaux. Les déterminants individuels impliqués relèvent autant de la biologie et de comportements que de facteurs sociaux ou économiques. Les environnements favorables à l'obésité (ou « obésogènes » d'après le terme anglais *obesogenic environment*) se caractérisent, eux, par des dimensions psychosociales (en lien avec les normes alimentaires, esthétiques, comportementales, en matière d'activité sportive

notamment, qui peuvent y prévaloir), physiques (l'urbanisme et les offres de services pouvant, par exemple, être plus ou moins favorables à la marche) et alimentaire (disponibilité et accès à une alimentation saine) [2].

Les déterminants socio-économiques individuels participant à la chaîne de causalité responsable du déséquilibre énergétique entre apports nutritifs inadéquats et faible dépense énergétique en lien avec la sédentarité semblent de mieux en mieux connus. En revanche, l'influence de l'environnement de vie reste largement à préciser. Alors qu'un nombre croissant de travaux anglo-saxons soulignent l'influence de l'environnement de résidence depuis une dizaine d'années [3;4], ils restent rares en France.

L'objectif de cette étude est de mettre en évidence l'effet sur l'obésité de certaines caractéristiques du lieu de résidence (en termes de composition socio-économique, d'offre alimentaire et de densité de services de proximité favorables à la marche) dans l'agglomération parisienne, une fois pris en compte le sexe, l'âge et le statut socio-économique des individus.

Matériel et méthodes

Cette étude s'est appuyée sur les données de la première vague de la cohorte SIRS (Santé, inégalités et ruptures sociales) constituée en 2005, visant à étudier les disparités sociales et territoriales de l'état de santé et du recours aux soins de la population francilienne. L'échantillon a été constitué de façon aléatoire à trois niveaux : 50 Iris (Ilots regroupés pour l'information statistique de l'Insee, comptant 2 000 habitants et s'étendant sur 0,25 km² en moyenne dans l'agglomération parisienne) ont été tirés au sort ; puis un nombre suffisant de ménages par Iris ont été tirés au sort à partir du recensement exhaustif des logements pour obtenir *in fine* au moins 60 répondants par Iris ; un adulte étant finalement tiré au sort dans chaque ménage par la méthode de la date anniversaire. Les personnes ne parlant pas le français ou ne pouvant pas répondre au questionnaire pour raisons de santé ont été exclues de l'étude : elles représentaient respectivement 3,1% et 1,8% de l'échantillon initial. Le taux de participation a été de 66,5% (la méthodologie d'enquête n'ayant pas permis de recueillir

d'informations auprès des non répondants) et l'échantillon final comporte 3 023 individus interrogés (un peu plus de 60 individus l'ayant été dans certains Iris). Après redressement pour tenir compte du plan de sondage, puis calage par âge et sexe sur les données du recensement, l'échantillon final est représentatif de la population de référence – la population adulte francophone âgée de 18 ans et plus et résidant à Paris et dans l'agglomération parisienne (départements 75, 92, 93, 94) – notamment en termes d'âge, de sexe et de statut socio-économique. De plus amples détails sur la méthodologie d'échantillonnage ont été publiés précédemment [5;6].

L'obésité a été définie par un indice de masse corporelle (IMC = poids(kg)/taille(m)²) supérieur ou égal à 30, à partir du poids et de la taille déclarés à l'enquêteur en face-à-face.

Les caractéristiques individuelles prises en compte ont été l'âge et le sexe, ainsi que deux caractéristiques du statut socio-économique : le niveau d'éducation (en trois classes : ≤ primaire, secondaire, supérieur) et le niveau de revenus du ménage (en euros par unité de consommation et divisé en quatre quartiles). Les sources de données contextuelles proviennent du recensement général de la population, du répertoire Siren et de la base de données BPE de l'Insee (respectivement de 1999, 2004 et 2005) et de la base des revenus des ménages de la Direction des impôts de 2005. Les analyses ont été réalisées avec ArcGIS® et Stata® 10.0.

Différentes analyses contextuelles ont été conduites avec une méthodologie identique utilisant des modèles multiniveau [7]. Après ajustement sur les caractéristiques individuelles précédentes (niveau 1), différentes caractéristiques de l'environnement de résidence ont été introduites une à une (niveau 2). Ont ainsi été séparément estimées les associations entre obésité et : niveau de revenus (moyenne des revenus par unité de consommation) ou d'éducation (proportion d'habitants avec un niveau d'études supérieur au baccalauréat) du quartier de résidence (défini par l'Iris de résidence), moyenne des distances à la boulangerie, la boucherie et la poissonnerie les plus proches, proportion d'établissements de restauration rapide parmi l'ensemble des restaurants dans un rayon de 500 mètres, nombre de destinations différentes dans un rayon de 500 mètres (concernant 38 types de commerces et de services de voisinage, constituant autant de motifs de déplacement à pied dans son environnement proche). À part le niveau de revenus moyen du quartier divisé en quartiles (comme les revenus individuels), les autres caractéristiques contextuelles ont été considérées en cinq classes (quintiles). La force de l'association entre ces variables et l'obésité est (quel que soit leur niveau) estimée par un odds ratio (OR) et son intervalle de confiance à 95% (IC95%). L'effet contextuel résiduel est estimé par l'évolution d'un modèle à l'autre de l'odds-ratio médian (ORM), qui est la valeur médiane de l'odds-ratio (ajusté) entre les Iris à plus haut risque et ceux à plus bas risque en tirant au sort deux zones dans l'échantillon (il est toujours égal ou supérieur à 1) [8].

Résultats

Au total, la prévalence de l'obésité ainsi estimée dans la population d'étude est de 8,8%. De façon brute, on observe de fortes différences de prévalence de l'obésité d'un quartier (Iris) à l'autre. Par exemple, 13,6% des personnes interrogées résidant dans des quartiers situés en zone urbaine sensible ou de type ouvrier (selon la typologie d'E. Préteceille¹) sont obèses contre seulement 6,6% de celles résidant dans des quartiers de type moyen ou supérieur ($p < 0,001$). Au niveau individuel, on observe les différences de prévalence de l'obésité habituelles en fonction de l'âge, du niveau d'éducation et du niveau de revenus, ces deux derniers indicateurs du statut socio-économique signant les inégalités sociales de l'obésité retrouvées par ailleurs (tableau 1).

Nous rapportons l'analyse contextuelle détaillée qui prend en compte le niveau moyen de revenus de l'Iris (tableau 2). La prise en compte des caractéristiques individuelles précédentes ne fait décroître que modérément l'ORM (-12% du modèle vide au modèle 1) mais explique 42% de la variance inter-quartier (qui reste néanmoins significative). Les forces d'association restent stables quand on introduit ensuite une caractéristique contextuelle au niveau 2 : toutes choses égales par ailleurs concernant le sexe, l'âge, le niveau d'éducation et le niveau de revenus du ménage d'un individu, le fait de résider dans un quartier plus pauvre (dont le revenu moyen des ménages appartient au 1^{er} quartile) est associé à un risque d'obésité 2,3 fois plus grand que lorsqu'on habite dans un quartier dont le revenu moyen appartient au 4^{ème} quartile. L'ORM diminue encore (-18% par rapport au modèle vide) mais reste encore supérieur à 1. En revanche, la variance inter-quartier diminue de 44% par rapport au modèle 1 et n'est plus significative.

La même méthodologie utilisée pour les autres caractéristiques contextuelles (prises séparément)

¹ Préteceille E. La division sociale de l'espace francilien. Paris : FNRS, CNRS, 2003.

montre que – une fois pris en compte, toujours, le niveau d'éducation et le niveau de revenus des individus – une plus faible proportion d'habitants avec un niveau d'études supérieur est également associée avec le risque d'obésité. Il en va de même en ce qui concerne une plus grande distance aux magasins alimentaires de détail les plus proches, une plus forte proportion d'établissements de restauration rapide parmi les restaurants ou encore un faible nombre de commerces et de service de voisinage (tableau 3).

Discussion

Cette étude montre l'existence d'associations notables entre certaines caractéristiques de l'environnement de résidence et l'obésité chez les habitants de l'agglomération parisienne. Le niveau de pauvreté du quartier est associé significativement à l'obésité (y compris en prenant en compte le revenu du ménage des individus). Une fois introduite cette caractéristique contextuelle, la variance inter-quartier n'est plus significative. Parmi les dimensions physiques et alimentaires de l'environnement de résidence (les dimensions psychosociales rappelées en introduction ne constituant pas l'objet de nos analyses), quelles sont celles qui peuvent sous-tendre cette disparité ? Dans la littérature, l'analyse de l'accès à une alimentation de qualité dans l'environnement de résidence s'est généralement concentrée sur la proximité de services considérés comme ayant un impact négatif sur le risque d'obésité, comme les fast-foods ou certains commerces de proximité (dans leur acception anglo-saxonne de *convenience store*), dans lesquels l'offre alimentaire est supposée de moindre qualité nutritionnelle. Pour prendre un exemple concret, la chaîne de causalités qui relie un environnement nutritionnel et le risque d'obésité comprend comme première étape la disponibilité en aliments peu ou moins gras dans un commerce, puis l'achat préférentiel de ces aliments, leur consommation par les individus, le tout étant

Tableau 1 Caractéristiques individuelles de la population d'étude et prévalence de l'obésité par sous-groupe, cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005 / **Table 1** Individual characteristics of the study population and obesity prevalence by subgroups, SIRS cohort, Paris metropolitan area, 2005

		Distribution dans la population totale		Proportion d'obèses		p
		%	%	[IC95%]		
Sexe	Hommes	47,0	7,7	[5,8-10,2]	0,15	
	Femmes	53,0	9,7	[8,2-11,6]		
Classe d'âge (ans)	18-29	22,0	3,4	[2,1-5,3]	<0,00001	
	30-44	31,8	6,9	[5,0-9,5]		
	45-59	24,3	12,0	[9,4-15,2]		
	>60	21,9	13,5	[10,8-16,7]		
Niveau d'éducation	≤ primaire	9,8	19,6	[14,4-26,1]	<0,00001	
	Secondaire	38,9	12,0	[10,2-14,1]		
	Supérieur	51,3	4,3	[1,2-5,6]		
Niveau de revenus (€/UC)	1 ^{er} quartile	21,5	13,0	[10,2-16,2]	<0,00001	
	2 ^{ème} quartile	23,2	11,1	[8,5-14,5]		
	3 ^{ème} quartile	26,4	7,1	[5,3-9,4]		
	4 ^{ème} quartile	28,9	5,4	[3,6-7,9]		

Tableau 2 Associations entre caractéristiques contextuelles et obésité après ajustement sur les caractéristiques individuelles : l'exemple du revenu moyen des ménages (modèles multiniveau), cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005 / *Table 2 Associations between neighborhood characteristics and obesity after adjustment on individual characteristics: the example of the households mean income (multilevel model), SIRS cohort, Paris metropolitan area, 2005*

		Modèle vide	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]
Sexe	Hommes Femmes	–	réf. 1,20 [0,93-1,54]	réf. 1,21 [0,94-1,56]
Classe d'âge (ans)	18-29 30-44 45-59 >60	–	réf. 2,14 [1,28-3,57] 4,16 [2,51-6,90] 5,28 [3,10-8,96]	réf. 2,14 [1,29-3,57] 4,20 [2,53-6,96] 5,56 [3,28-9,42]
Niveau d'éducation	Supérieur Secondaire ≤ primaire	–	réf. 1,89 [1,35-2,64] 1,95 [1,26-3,00]	réf. 1,74 [1,25-2,43] 1,75 [1,14-2,70]
Niveau de revenus (€/UC)	4 ^{ème} quartile 3 ^{ème} quartile 2 ^{ème} quartile 1 ^{er} quartile	–	réf. 1,08 [0,70-1,65] 1,83 [1,21-2,77] 2,01 [1,30-3,13]	réf. 1,01 [0,66-1,56] 1,61 [1,05-2,44] 1,69 [1,08-2,64]
Niveau de revenus moyen des ménages*	4 ^{ème} quartile 3 ^{ème} quartile 2 ^{ème} quartile 1 ^{er} quartile	–	–	réf. 1,18 [0,71-1,95] 1,88 [1,17-3,03] 2,34 [1,44-3,80]
Variance de niveau 2		0,31 p= 0,0045	0,18 p= 0,03	0,10 p=0,08
ORM**		1,70	1,50	1,36

* Dans l'Iris de résidence.
** Odds-ratio médian.

Tableau 3 Associations entre d'autres caractéristiques contextuelles et obésité après ajustement sur les caractéristiques individuelles (modèles multiniveau), cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005 / *Table 3 Associations between other neighborhood characteristics and obesity after adjustment on individual characteristics (multilevel model), SIRS cohort, Paris metropolitan area, 2005*

	aOR	[IC95%]	p*
Proportion des habitants avec un niveau d'études supérieur**			< 0,001
5 ^{ème} quintile	réf.		
1 ^{er} quintile	2,87	[1,58–5,21]	
Moyenne des distances à la boulangerie, la boucherie et la poissonnerie les plus proches			0,003
1 ^{er} quintile	réf.		
5 ^{ème} quintile	2,09	[1,24–3,54]	
Proportion d'établissements de restauration rapide parmi les restaurants			0,004
1 ^{er} quintile	réf.		
5 ^{ème} quintile	1,80	[1,10–2,93]	
Nombre de destinations (commerces et services de voisinage) ***			0,001
5 ^{ème} quintile	réf.		
1 ^{er} quintile	1,91	[1,09–3,32]	

* Test de tendance.
** Dans l'Iris de résidence.
*** Dans un rayon de 500 mètres autour de l'adresse de résidence.

supposé avoir un impact sur la prévalence de l'obésité dans l'espace considéré [9]. Les résultats concernant la présence et la densité de fast-foods sont plus nuancés, particulièrement en Europe [10]. Toutefois, de récentes revues de la littérature soulignent l'instabilité des résultats, une partie d'entre eux démontrant l'effet délétère de ces caractéristiques de « l'environnement alimentaire » sur le risque d'obésité, quand d'autres aboutissent à l'absence de tout effet [11]. Pour expliquer la diversité des résultats, les auteurs avancent différentes hypothèses qui relèvent tant de la qualité des mesures concernant l'environnement alimentaire que de la définition de l'environnement (ou du « quartier ») de résidence.

La présence et le nombre de commerces et de services dans le voisinage renvoient, eux, à l'influence que pourrait avoir l'environnement sur la marche. Selon cette hypothèse, certaines caractéristiques de l'environnement urbain peuvent favoriser la marche, particulièrement trois caractéristiques regroupées sous l'appellation des « 3D » (la densité de population, le design urbain et la diversité des destinations), supposées susciter une plus grande activité physique parmi les résidents et donc participer à la prévention des risques d'obésité et de surpoids [12]. Nos résultats concernant la diversité des destinations – une plus faible diversité étant significativement associée avec un risque plus élevé d'obésité – s'avèrent donc concordants avec la littérature sur le

sujet [13], soulignant le lien fort entre la diversité des destinations et le risque d'obésité, même si le caractère transversal de nos analyses ne nous permet pas d'avancer d'hypothèse de causalité.

Cette étude présente certaines limites. Outre de reposer sur des données déclaratives (limite déjà discutée dans un article publié récemment [5]) et l'absence de caractérisation des non répondants, ces limites renvoient à celles habituellement relevées en épidémiologie contextuelle, liées d'une part à de possibles défauts d'ajustement au niveau individuel et, d'autre part, aux erreurs de mesure de l'exposition environnementale.

En effet, la recherche d'un effet « proprement » contextuel, c'est-à-dire indépendant des caractéristiques individuelles des habitants (qui, elles, renvoient à un effet de composition), bute toujours sur une limite : le risque de ne pas prendre en compte l'intégralité de cet effet de composition. Autrement dit, il existe toujours un risque que l'effet contextuel mis en évidence s'explique en réalité par un effet de composition non mesuré ou non pris en compte (un facteur de confusion individuel qui serait lié à la variable d'intérêt étudiée et à la caractéristique contextuelle sans qu'il n'existe en réalité de liens entre ces deux dernières).

Dans la cohorte SIRS, de très nombreuses caractéristiques individuelles sont recueillies (plus d'une centaine) et pourraient être ajoutées à nos modèles (par exemple le statut d'emploi, l'origine migratoire, la nationalité, la durée de vie passée en France, etc. – toutes variables que l'on a montré significativement associées à la fois à l'obésité et au type de quartier de résidence), mais de tels ajustements au niveau 1 pour rechercher des effets de niveau 2 demandent plus de puissance et un effectif rapidement plus élevé que celui dont on dispose. Cependant, des analyses complémentaires montrent que, par exemple, si on prend en compte deux variables individuelles supplémentaires dans nos modèles – le fait de pratiquer ou non un sport et le statut tabagique (toutes deux liées à l'obésité et de fréquences différentes selon les quartiers) – les estimations de l'association avec le niveau de revenus moyen des ménages de l'Iris, par exemple, ne changent pas.

D'autre part, l'exposition environnementale que présuppose notre hypothèse de base (l'exposition à l'environnement de résidence a un effet sur le risque d'obésité) reste non mesurée ici. D'une part, la mobilité résidentielle des personnes devrait idéalement être prise en compte dans une perspective « vie entière » au même titre que le changement de leurs caractéristiques sociales. D'autre part, dans la vie quotidienne actuelle, l'exposition à l'environnement de son quartier pourrait également être précisée, par exemple en prenant en compte l'espace d'activité des personnes (comme nous l'avons fait dans une autre étude récente conduite dans la même population [6]) ou, par exemple, le temps effectivement passé dans son quartier en dehors de chez soi. Il s'agirait alors d'étudier si les effets contextuels observés sont proportionnels à ces mesures d'exposition ; en d'autres termes s'il existe des interactions inter-niveaux entre les variables contextuelles et ces mesures individuelles d'exposition.

Enfin, il est bien entendu restrictif de ne s'intéresser – dans ces perspectives contextuelles – qu'au seul quartier de résidence : d'autres quartiers fréquentés régulièrement mériteraient d'être pris en compte, notamment pour les opportunités (par exemple en termes d'équipement ou de socialisation) qu'ils peuvent également offrir, ou non, dans la vie quotidienne des personnes, tels les quartiers de travail ou de loisirs. Tous deux ont d'ailleurs été recueillis dans la seconde vague de la cohorte SIRS en 2010.

Conclusion

L'interprétation des associations mises en évidence doit rester particulièrement prudente. D'une part, comme d'une façon générale en épidémiologie sociale, les chemins de causalité entre exposition et événement de santé sont indirects et multifactoriels. Par exemple, parmi nos résultats, les effets contextuels du niveau d'éducation ou de revenus dans le quartier de résidence – qui s'ajoutent aux effets des niveaux d'éducation et de revenus de la personne elle-même – peuvent s'interpréter comme deux dimensions d'ordre psychosociale : les interactions sociales dans un quartier plus défavorisé, moins éduqué, plus pauvre, peuvent entretenir, produire ou renforcer des normes et des comportements (en l'occurrence alimentaires) plus péjoratifs pour la santé et/ou freiner leurs changements. D'autre part, les ressources du quartier peuvent avoir un effet plus direct sur la santé. Nos résultats montrent que la proximité de l'offre alimentaire de détail, la densité de celle de restauration rapide, ou encore l'importance des opportunités pour se promener dans son quartier, sont associées au risque d'obésité. Pour autant, l'estimation multivariée produite ne doit pas

faire oublier qu'il ne s'agit pas, justement, dans le monde réel, d'effets indépendants. L'offre alimentaire, notamment, ne se constitue pas indépendamment du marché, ni les équipements sportifs indépendamment des besoins (réels ou supposés) des habitants... bref de la composition sociale de la zone desservie et il serait alors abusif (et illusoire ?) de mesurer leurs effets « propres ».

Quoiqu'il en soit, nos estimations rejoignent d'autres résultats, essentiellement nord-américains, sur les environnements urbains obésogènes, alors même que l'agglomération parisienne, certes éminemment diverse et inégalitaire dans sa structuration sociale et spatiale, constitue une zone urbaine particulièrement dense et où persiste une mixité sociale [14] sans commune mesure avec la ségrégation spatiale, l'étalement urbain et les inégalités sociales des métropoles où de tels effets ont déjà été montrés. Ces résultats nous paraissent suffisamment forts et surprenants pour que cette approche contextuelle, caractérisant à la fois les individus et leur environnement de vie, soit plus systématiquement adoptée et prise en compte, notamment dans les outils d'observation populationnelle, les enquêtes représentatives ou les grandes cohortes épidémiologiques.

Remerciements

Cette étude a été conduite avec le soutien de l'Agence nationale de la recherche, du Programme national de recherche sur l'alimentation et de l'Institut de recherche en santé publique.

Références

[1] Obépi Roche 2009 Enquête épidémiologique nationale sur le surpoids et l'obésité. Paris : INSERM, Roche, TNS-Healthcare-SOFRES ; 2009.
[2] Papas MA, Alberg AJ, Ewing R, Helzlsouer KJ, Gary TL, Klassen AC. The built environment and obesity. *Epidemiol Rev.* 2007;29:129-43.

[3] Swinburn B, Egger G. Preventive strategies against weight gain and obesity. *Obes Rev.* 2002;3(4):289-301.

[4] Black JL, Macinko J. Neighborhoods and obesity. *Nutr Rev.* 2008;66(1):2-20.

[5] Martin J, De Launay C, Chauvin P. Conditions et événements de vie corrélés au surpoids des adultes : une analyse par sexe des données de la cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005. *Bull Épidémiol Heb.* 2010;(4):28-32.

[6] Vallée J, Cadot E, Grillo F, Parizot I, Chauvin P. The combined effects of perceived activity space and neighbourhood of residence on participation in preventive health-care activities. The case of cervical screening in the Paris metropolitan area (France). *Health Place* 2010;16:838-52.

[7] Chaix B, Chauvin P. L'apport des méthodes d'analyse multiniveau dans l'analyse contextuelle en épidémiologie sociale : une revue de la littérature. *Rev Épidémiol Santé Publique.* 2002;50:489-99.

[8] Larsen K, Merlo J. Appropriate assessment of neighbourhood effects on individual health: integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression. *Am J Epidemiol.* 2005; 161:81-8.

[9] McKinnon RA, Reedy J, Morrisette MA, Lytle LA, Yaroch AL. Measures of the food environment: a compilation of the literature, 1990-2007. *Am J Prev Med.* 2009;36(4 Suppl):S124-33.

[10] Macintyre S, McKay L, Cummins S, Burns C. Out-of-home food outlets and area deprivation: case study in Glasgow, UK. *Int J Behav Nutr Phys Act.* 2005;2:16-23.

[11] Lytle LA. Measuring the food environment: state of the science. *Am J Prev Med.* 2009; 36(4 Suppl):S134-44.

[12] Cervero R, Kockelman K. Travel demand and the 3Ds: density, diversity, and design. *Transport Environment* 1997;2(3):199-219.

[13] Smith KR, Brown BB, Yamada I, Kowaleski-Jones L, Zick CD, Fan JX. Walkability and body mass index density, design, and new diversity measures. *Am J Prev Med.* 2008;35(3):237-44.

[14] Chauvin P, Parizot I. Les inégalités sociales et territoriales de santé dans l'agglomération parisienne : une analyse de la cohorte SIRS. Paris : Éditions de la DIV (coll. Les documents de l'ONZUS), 2009 ;105 p.

Encadré – Surpoids et obésité chez les enfants de 6 ans en France, 2005-2006* / Box – Overweight and obesity in 6 year-old children in France, 2005-2006

Nathalie Guignon (nathalie.guignon@sante.gouv.fr)

Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), Paris, France

* Cet encadré reprend les principaux résultats de l'article : Guignon N, Collet M, Gonzalez L. La santé des enfants en grande section de maternelle en 2005-2006. Études et Résultats 2010;(737). Disponible sur : <http://www.sante-jeunesse-sports.gouv.fr/IMG/pdf/er737.pdf>

Le constat d'inégalités sociales de santé précoces, illustré ici par la surcharge pondérale, plaide pour des actions de prévention précoces et ciblées, complémentaires des campagnes déjà existantes à destination de la population générale.

La surcharge pondérale, miroir des inégalités sociales dès le plus jeune âge

Selon les données recueillies en 2005-2006, à l'occasion du bilan réalisé avant l'entrée à l'école primaire sur un échantillon de plus de 23 000 enfants, 12,1% des élèves de 5 à 6 ans sont en surcharge pondérale¹, dont 3,1% en situation d'obésité. Les filles sont plus fréquemment en surcharge pondérale que les garçons : 13,8% contre 10,5%². Des disparités sont également observées selon le niveau socioéconomique des familles, lequel a été approché par la catégorie sociale du père et le fait que l'école fréquentée par l'enfant relève ou non d'une Zone d'éducation prioritaire (ZEP). Ainsi, 13,9% des enfants dont le père est issu de la catégorie socio-professionnelle « ouvrier » présentent une surcharge pondérale et 4,3% une obésité, contre respectivement, 8,6% et 1,2% des enfants dont le père est « cadre ». Les enfants scolarisés dans une école publique située en ZEP ont plus fréquemment un indice de masse corporelle supérieur à la normale que les autres : 15,9% sont en surpoids, contre 11,9% pour ceux qui fréquentent une école publique hors ZEP³. L'écart est encore plus marqué pour la prévalence de l'obésité : 5,1% en ZEP contre 2,9% dans les autres écoles publiques³.

Activité physique et habitudes alimentaires⁴ marquées par l'appartenance sociale

On retrouve dans l'enquête le lien attendu entre moindre « activité physique » et obésité. Les enfants de 5 à 6 ans souffrant d'obésité jouent moins fréquemment en plein air : 35% moins de trois fois par

semaine contre 30% pour l'ensemble des enfants. Ils passent aussi davantage de temps devant un écran (plus d'une heure quotidienne pour 50% d'entre eux, contre 38% pour l'ensemble des enfants).

Les jours d'école, 47% des enfants dont le père est « ouvrier » passent au moins une heure devant un écran, contre 24% des enfants de père « cadre ». À l'inverse, 69% de ces derniers jouent à l'extérieur les jours avec peu ou pas d'école contre 62% des enfants dont le père est « ouvrier ». Dans 94% des familles dont le père est « cadre », il est déclaré que l'enfant prend un petit-déjeuner tous les jours, contre 86% pour la catégorie « ouvriers ». Les enfants dont le père est « cadre » sont deux fois moins nombreux à consommer des boissons sucrées au moins quatre fois par semaine que les enfants d'ouvriers (20% contre 42%) et mangent davantage de fruits (81% contre 67%) et de légumes (83% contre 64%).

Entre 2000 et 2006, la prévalence de la surcharge pondérale a reculé, mais les inégalités se sont creusées

La prévalence de la surcharge pondérale a reculé entre 2000 et 2006, passant respectivement de 14,4% (dont 3,4% pour l'obésité) à 12,1% (dont 3,1% pour l'obésité)⁵. Cependant, les inégalités sociales se sont creusées sur la période, en raison d'une baisse plus faible en ZEP que hors ZEP⁶, aussi bien pour l'obésité que pour le surpoids.

Conclusion

Entre 2000 et 2006, la prévalence du surpoids à 5-6 ans a baissé globalement de 16%. L'objectif 12 de la Loi de santé publique, visant la stabilisation du surpoids et de l'obésité chez l'enfant, a donc été atteint [1]. Une stabilisation de la prévalence de la surcharge pondérale avait déjà été constatée au début des années 2000 chez les élèves de CM2 et chez les adolescents en classe de troisième.

Cette baisse observée sur la génération d'enfants nés en 2000 est contemporaine de la mise en place entre 2001 et 2005 du PNNS1 (Programme national nutrition santé) et des campagnes de prévention à destination de la population générale qui

proposent des repères nutritionnels spécifiques pour les enfants.

La baisse de la prévalence de la surcharge pondérale est plus marquée dans les milieux favorisés, ce qui conduit à un creusement des inégalités sociales. Cela illustre l'impact précoce des facteurs socioéconomiques et culturels. La situation économique de la famille peut en effet conduire certaines populations socialement défavorisées à renoncer ou à limiter l'achat de produits alimentaires, comme les fruits et légumes dont une consommation quotidienne est pourtant préconisée dans le PNNS1. Des facteurs culturels qui régissent les habitudes de vie au quotidien, comme celles touchant l'alimentation ou l'activité physique, constituent également des éléments favorisant ces différences sociales à l'égard de la surcharge pondérale. Ainsi, dans les milieux les plus modestes, l'alimentation est moins souvent considérée comme un facteur associé à la santé. Par ailleurs, l'image du corps peut aussi influencer sur les comportements [2].

En dehors des facteurs socio-économiques et culturels, il est vraisemblable que les campagnes de prévention n'ont pas le même impact selon l'appartenance sociale des familles et leurs perceptions du rôle de l'alimentation. Dans les milieux plus modestes, les messages de prévention sur la nutrition peuvent être plus souvent perçus comme des injonctions contraignantes que comme des conseils, pouvant susciter davantage de rejet que d'adhésion [3;4].

Outre les biais de mémoire, la nature déclarative des données sur les habitudes de vie invite cependant à une certaine prudence dans leur interprétation, certains parents pouvant chercher à donner des réponses socialement acceptables ou qu'ils considéraient comme la norme.

Références

[1] L'état de santé de la population en France. Rapport 2009-2010. Suivi des objectifs annexés à la loi de santé publique. Collection Études et statistiques, Drees, 2010 ; 306 p. [consulté le 4/2/2011]. Disponible à : <http://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/104000641/index.shtml>

[2] de Saint Pol Th. Le corps désirable. Hommes et femmes face à leur poids. Paris : Presses Universitaires de France (Collection Le lien social), 2010 ; 223 p.

[3] Régnier F, Masullo A. Obésité, goûts et consommation. Intégration des normes d'alimentation et appartenance sociale. Rev Fr Sociologie 2009;50(4):747-73.

[4] Régnier F, Lhuissier A, Gojard S. Sociologie de l'alimentation. Paris : La Découverte (Collection Repères), 2006.

¹ La surcharge pondérale inclut l'obésité et le surpoids.

² La différence entre garçons et filles n'est pas significative pour l'obésité.

³ Écart significatif à 5%.

⁴ Les données sur les activités extrascolaires et les habitudes alimentaires sont recueillies auprès des parents (données déclaratives). Elles ont été analysées sans la région Languedoc-Roussillon dont les données ne sont pas comparables, du fait notamment de modalités de réponse différentes de celles du questionnaire national.

⁵ La différence est significative au seuil de 10% pour la surcharge pondérale mais pas pour l'obésité.

⁶ La diminution n'est significative au seuil de 5% que pour les élèves hors ZEP.

L'influence à long terme du milieu social d'origine et du tabagisme des parents sur le tabagisme en France : les résultats de l'enquête Santé et protection sociale 2006

Damien Bricard¹, Florence Jusot (florence.jusot@dauphine.fr)^{1,2}, Sandy Tubeuf³

1/ Université Paris-Dauphine, Leda-Legos, Paris, France

2/ Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), Paris, France

3/ Academic Unit of Health Economics, Université de Leeds, Royaume-Uni

Résumé / Abstract

Objectif – Étudier l'influence du milieu social d'origine et du tabagisme des ascendants sur le tabagisme à l'âge adulte.

Méthodes – Cette étude s'appuie sur un échantillon de 2 173 hommes et 3 083 femmes ayant répondu aux questions sur le milieu d'origine introduites dans l'enquête Santé et protection sociale (ESPS) en 2006.

Résultats – Le risque d'être fumeur est plus élevé parmi les personnes dont le père était fumeur et, chez les femmes, parmi celles dont la mère était fumeuse. Le tabagisme est également lié au milieu social d'origine, les personnes dont le père était ouvrier ayant plus de risques d'être fumeuses. L'influence de la profession du père est essentiellement indirecte, par le biais du niveau d'éducation du descendant qui, à son tour, influence le tabagisme. Chez les femmes, le tabagisme est plus fréquent parmi celles ayant connu des épisodes de précarité durant leur enfance mais également parmi celles dont la mère occupait un emploi qualifié. Les enfants d'agriculteurs ont un risque réduit d'être fumeurs.

Discussion-conclusion – L'influence à long terme du milieu d'origine sur le tabagisme suggère la mise en œuvre de politiques de prévention auprès des parents à risque et des milieux les plus modestes, ou de leurs enfants, en complément d'interventions visant à améliorer l'égalité des chances à l'école.

Long term impact of social background and parental smoking on adult smoking in France: Results from the 2006 ESPS Survey

Objective – To study the influence of social background and parental smoking on adult smoking.

Methods – This study is based on a sample of 2,173 men and 3,083 women surveyed in the 2006 Health, Health Care and Insurance Survey (ESPS survey).

Results – Adult smoking is strongly associated with father's smoking and, among women, with mother's smoking. The probability of being a smoker is also higher among those whose father was a manual worker. The influence of the father's occupation is mainly indirect: the father's occupation influences the/his descendant's education level which is itself associated to tobacco consumption. In addition, smoking is more frequent among women who have experienced adverse life events during their childhood and also among women whose mother had a higher occupation. Finally, descendants of farmers have a lower risk of smoking.

Discussion-conclusion – The long term impact of family background on adult smoking suggests the implementation of health promotion policies targeting at-risk and disadvantaged parents or their children alongside with policies aiming at improving equality in educational opportunities.

Mots clés / Key words

Tabagisme, milieu social d'origine, éducation, population générale / Smoking, family background, education, lifecourse, population survey

Introduction

Des études récentes ont mis en évidence l'existence en France d'inégalités de santé liées au milieu d'origine, entendu comme les conditions de vie dans l'enfance et les caractéristiques des ascendants [1-3]. Plusieurs hypothèses ont été proposées pour expliquer ce constat. Le premier canal envisage une influence directe des conditions de vie dans l'enfance sur la santé à l'âge adulte suite à une période de latence (*latency model*). Le second canal, qualifié de cheminement (*pathway model*), suppose une influence de l'environnement précoce sur les trajectoires de vie, et en particulier le statut socioéconomique, qui à leur tour influencent la santé à l'âge adulte. Enfin, la corrélation entre l'état de santé des parents et celui de leurs enfants laisse supposer une transmission de la santé entre générations. Cette transmission pourrait être due à des facteurs génétiques communs mais également à une transmission des modes de vie et notamment le tabagisme. Quelques études ont ainsi mis en évidence que le risque de tabagisme était d'une part influencé par le milieu social d'origine, et d'autre part, par le tabagisme des parents [4-8]. Cependant, dans ces

recherches, le milieu social d'origine est souvent approché uniquement par le statut social du père et le rôle du statut social de la mère reste encore à explorer. Compte tenu des différences sociales de tabagisme dans la génération des parents, il est également important d'étudier simultanément l'influence du milieu social d'origine et du tabagisme des parents afin d'identifier leurs rôles respectifs. Enfin, il convient d'étudier le rôle du milieu d'origine sur le tabagisme des ascendants séparément selon le sexe, étant donné que les inégalités de tabagisme selon le statut social actuel sont très différentes chez les hommes et chez les femmes en France [9].

En 2006, un nouveau module de questions a été introduit dans l'enquête Santé et protection sociale (ESPS) afin de décrire plus précisément le milieu d'origine. Ce module offre l'opportunité d'apporter un éclairage sur les mécanismes de transmission des inégalités de santé entre les générations, en analysant l'influence du milieu social d'origine et du tabagisme des parents sur le tabagisme à l'âge adulte et en distinguant leur effet direct de leur effet indirect passant par la détermination du niveau d'éducation des descendants.

Données et méthode

Cette étude s'appuie sur les données de la vague 2006 de l'ESPS, menée régulièrement depuis 1988 par l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes) [10]. L'échantillon, construit à partir de fichiers d'assurés des trois principaux régimes d'assurance-maladie (CnamTS, Régime social des indépendants et Mutualité sociale agricole), est représentatif de 96,7% des ménages ordinaires vivant en France métropolitaine. Cette enquête fournit des informations sur l'état de santé et les comportements liés à la santé recueillies par auto-questionnaire, et des informations sur leurs conditions de vie, leur statut économique et social et leur protection sociale, recueillies au cours d'un entretien téléphonique ou, lorsque ce n'était pas possible, en face-à-face. En 2006, un nouveau module, appelé « descendance », a été introduit pour décrire les conditions de vie du répondant principal de chaque ménage lorsque celui-ci avait 12 ans ainsi que les caractéristiques de ses « parents ». Plus précisément, les questions portent sur l'homme et/ou la femme qui élevait(en)t l'enquêté lorsque celui-ci avait 12 ans, sans qu'il soit précisé

s'il s'agissait ou non de ses parents biologiques (faute d'autorisation de la Commission nationale de l'informatique et des libertés). Ces derniers seront néanmoins appelés « parents » par la suite.

L'analyse porte sur un échantillon de 2 173 hommes et 3 083 femmes ayant répondu à ce module et ayant renvoyé leur auto-questionnaire sur la santé. Sont considérées comme fumeuses les personnes ayant déclaré fumer de façon habituelle. Trois indicateurs ont été retenus pour décrire le milieu d'origine. Celui-ci est tout d'abord caractérisé par la profession des deux parents des enquêtés lorsque ces derniers avaient 12 ans (pour les parents inactifs, leur dernière profession). Les professions ont été codées selon la classification des professions et catégories socioprofessionnelles de l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques) à un chiffre, puis regroupées en cinq catégories (agriculteurs ; artisans ou commerçants ; cadres ou professions intermédiaires ; employés ; ouvriers). Une sixième catégorie correspondant aux mères n'ayant jamais travaillé a été ajoutée. Suivant la méthodologie proposée par Cambois et Jusot [3], un indicateur de précarité a ensuite été construit afin de repérer les personnes déclarant avoir connu, au cours de leur enfance, un ou plusieurs épisodes d'isolement durable et/ou de difficultés d'hébergement liées à des problèmes financiers. Enfin, nous avons retenu un indicateur de tabagisme des parents relatif au fait que leurs parents fumaient lorsque les enquêtés avaient 12 ans.

L'analyse a été menée en trois étapes. Afin d'étudier les différences sociales de tabagisme dans la génération des ascendants, des régressions logistiques ont été menées pour analyser l'association entre le tabagisme des parents et leur profession (modèles 1). Pour prendre en compte les effets de génération et de genre, ces analyses ont été ajustées par la cohorte de naissance des parents, introduite en classes décennales, et ont été conduites séparément chez les hommes et les femmes.

Une seconde série de régressions logistiques a ensuite été menée séparément pour les hommes et les femmes afin d'étudier l'association entre le tabagisme du descendant et son milieu d'origine, défini par la profession des parents, le vécu d'épisodes de précarité durant l'enfance et le tabagisme des parents, après contrôle par l'âge (modèles 2). Afin de distinguer l'effet direct du milieu d'origine sur la probabilité de fumer de son influence indirecte passant par les effets de reproduction sociale, le niveau d'éducation atteint par le descendant a été introduit dans une troisième série d'analyses (modèles 3).

Résultats

Parmi les enquêtés, 64,7% ont déclaré que leur père fumait lorsqu'ils avaient 12 ans et 8,3% que leur mère était fumeuse. Les résultats du tableau 1 mettent en évidence des différences importantes de genre dans les déterminants du tabagisme dans la génération des ascendants. Chez les pères, le risque d'être fumeur était plus fréquent parmi les ouvriers que les cadres et, au contraire, réduit parmi les agriculteurs. Chez les mères, le risque d'être fumeuse était moins important chez celles qui étaient au

Tableau 1 Odds ratios associés aux déterminants du risque de tabagisme du père ou de la mère de l'enquêté, Enquête Santé et Protection Sociale 2006, Irdes / *Table 1* Odds ratios associated with the determinants of the two parents' smoking risks for individuals interviewed in the 2006 Health and Health Insurance Survey, IRDES

Variables explicatives	Tabagisme du père Modèle 1		Tabagisme de la mère Modèle 1	
	OR *	[IC à 95%**	OR	[IC à 95%]
Année de naissance du père/mère				
Avant 1910	1,4	[1,1-1,6]	0,2	[0,1-0,3]
De 1910 à 1919	1,1	[0,9-1,3]	0,3	[0,1-0,5]
De 1920 à 1929	1		1	
De 1930 à 1939	0,7	[0,6-0,9]	0,9	[0,7-1,3]
De 1940 à 1949	0,7	[0,5-0,8]	1,3	[0,9-1,8]
Après 1949	0,6	[0,5-0,8]	2,5	[1,8-3,3]
Non réponse	0,8	[0,5-1,4]	0,2	[0,0-1,5]
Profession du père/mère				
Agriculteur	0,8	[0,6-0,9]	0,1	[0,0-0,5]
Artisan/commerçant	0,9	[0,7-1,1]	2,8	[1,8-4,3]
Cadre dirigeant et profession intermédiaire	1		2,4	[1,7-3,6]
Employé	1,2	[0,9-1,4]	2,0	[1,5-2,8]
Ouvrier	1,3	[1,1-1,5]	2,0	[1,4-2,9]
Inactif			1	
Effectifs		5 256		5 256
Proportion de fumeurs		64,73%		8,26%

* Odds-ratio.

** Intervalle de confiance à 95%.

Lecture : Parmi les pères des personnes enquêtées dans l'enquête ESPS 2006, ceux qui étaient ouvriers avaient 1,3 fois plus de risques d'être fumeurs lorsque l'enquêté avait 12 ans que ceux qui étaient cadres (modèle 1).

Tableau 2 Odds ratios associés aux déterminants du risque de tabagisme de l'enquêté, Enquête Santé et Protection Sociale 2006, Irdes / *Table 2* Odds ratios associated with the determinants of smoking risk of individuals interviewed in the 2006 Health and Health Insurance Survey, IRDES

Variables explicatives	Fréquences	Hommes				Femmes			
		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 2		Modèle 3	
		OR *	[IC à 95%**	OR	[IC à 95%]	OR	[IC à 95%]	OR	[IC à 95%]
Profession du père									
Agriculteur	13,38%	0,7	[0,5-1,2]	0,6	[0,4-0,9]	1,2	[0,7-1,8]	1,0	[0,6-1,6]
Artisan/commerçant	8,54%	1,5	[1,0-2,2]	1,2	[0,8-1,9]	1,2	[0,8-1,7]	1,0	[0,7-1,5]
Cadre dirigeant et profession intermédiaire	23,54%	1		1		1		1	
Employé	9,86%	1,2	[0,9-1,8]	1,1	[0,7-1,5]	1,1	[0,8-1,6]	1,0	[0,7-1,4]
Ouvrier	44,69%	1,5	[1,2-1,9]	1,1	[0,8-1,4]	1,3	[1,0-1,6]	1,0	[0,8-1,3]
Profession de la mère									
Agricultrice	9,67%	0,9	[0,6-1,6]	0,9	[0,5-1,5]	0,5	[0,3-0,9]	0,5	[0,3-0,9]
Artisane/commerçante	6,32%	0,7	[0,4-1,1]	0,7	[0,4-1,2]	1,1	[0,7-1,7]	1,1	[0,7-1,7]
Cadre dirigeant et profession intermédiaire	9,70%	1,0	[0,7-1,5]	1,4	[0,9-2,0]	1,3	[0,9-1,8]	1,5	[1,1-2,2]
Employée	32,02%	1,0	[0,7-1,2]	1,1	[0,8-1,4]	1,3	[1,0-1,6]	1,3	[1,0-1,7]
Ouvrière	15,92%	1,0	[0,7-1,3]	1,0	[0,7-1,3]	1,1	[0,8-1,5]	1,0	[0,8-1,4]
Inactive	26,37%	1		1		1		1	
Indicateur de précarité									
Précarité pendant l'enfance	5,67%	1,4	[0,9-2,2]	1,3	[0,8-2,1]	1,8	[1,3-2,5]	1,7	[1,2-2,4]
Pas de précarité	94,33%	1		1		1		1	
Statut fumeur des parents									
Père fumeur	64,73%	1,7	[1,3-2,1]	1,6	[1,3-1,9]	1,8	[1,5-2,2]	1,7	[1,4-2,1]
Mère fumeur	8,26%	1,0	[0,7-1,4]	0,9	[0,7-1,3]	1,4	[1,1-1,8]	1,4	[1,0-1,8]
Niveau d'études de l'enquêté									
Primaire	18,72%			2,8	[1,9-4,1]			1,7	[1,1-2,5]
Premier cycle	32,63%			2,9	[2,2-3,8]			2,2	[1,7-2,8]
Second cycle	16,72%			2,1	[1,6-2,9]			1,7	[1,3-2,2]
Études supérieures au baccalauréat	31,93%			1				1	
Effectifs	5 256	2 173				3 083			
Proportion de fumeurs	25,97%	30,69%				22,64%			

* Odds-ratio ajusté par l'âge.

** Intervalle de confiance à 95%.

Lecture : Parmi les personnes enquêtées dans l'enquête ESPS 2006, 8,54% avaient un père qui était artisan ou commerçant. Chez les hommes, ceux dont le père était artisan ou commerçant ont 1,5 fois plus de risques d'être fumeurs au moment de l'enquête que ceux dont le père était cadre ou profession intermédiaire (modèle 2).

foyer que chez celles qui travaillaient, à l'exception des agricultrices chez qui ce risque est encore plus réduit. Parmi les autres professions, on n'observe aucune différence liée à la qualification de l'emploi. Par ailleurs, le tabagisme a connu une évolution inverse au cours du temps chez les hommes et les femmes, ce risque étant plus fréquent dans les générations anciennes pour les hommes alors qu'il est plus fréquent dans les jeunes générations chez les femmes.

Parmi la génération des enquêtés, 30,7% des hommes et 22,6% des femmes ont déclaré fumer de façon habituelle. Les résultats du tableau 2 montrent que le risque des descendants d'être fumeur est très différencié selon les caractéristiques de leurs ascendants (tableau 2).

Le tabagisme du descendant est tout d'abord fortement influencé par le tabagisme de ses parents. Cette association reste largement significative après ajustement par le niveau d'études du descendant. Avoir un père qui était fumeur augmente ainsi le risque pour l'enquête d'être également fumeur, chez les hommes comme chez les femmes (odds ratios compris entre 1,7 et 1,8). Le tabagisme de la mère augmente également ce risque, dans les mêmes proportions, mais chez les femmes seulement.

Le tabagisme est par ailleurs fortement associé au milieu social d'origine. Le risque d'être fumeur est plus élevé chez les personnes dont le père était ouvrier plutôt que cadre ou exerçait une profession intermédiaire (OR=1,5 et 1,3 respectivement chez les hommes et les femmes), et, chez les hommes seulement, chez ceux dont le père était artisan ou commerçant (OR=1,5). Pour les femmes, le tabagisme est en outre plus fréquent chez celles qui ont connu un épisode de précarité dans l'enfance (OR=1,8) et est associé à la profession de la mère. Le tabagisme est plus fréquent chez les femmes dont la mère était employée (OR=1,3) que chez celles dont la mère était inactive, et au contraire, réduit chez celles dont la mère était agricultrice (OR=0,5).

L'ajustement par le niveau d'études de l'enquête réduit considérablement l'association entre la profession du père et le tabagisme, seul l'effet protecteur associé à avoir eu un père agriculteur restant significatif chez les hommes. L'association entre le tabagisme et la profession de la mère est au contraire renforcée chez les femmes. Ainsi, après

prise en compte du niveau d'éducation de l'enquête, le risque d'être fumeuse apparaît plus élevé chez les femmes dont la mère occupait un emploi qualifié que chez celles dont la mère était au foyer (OR=1,5 et 1,3 respectivement pour les mères cadres ou professions intermédiaires et employées), et au contraire, réduit chez celles dont la mère était agricultrice (OR=0,5).

Enfin, le tabagisme est fortement associé au niveau d'éducation du descendant, celui-ci étant moins fréquent parmi les personnes ayant un niveau d'étude supérieur au baccalauréat.

Discussion-conclusion

À partir d'un ensemble de données originales renseignées pour la population générale, cette analyse met en évidence une influence à long terme du milieu d'origine sur le tabagisme, participant à la transmission des inégalités de santé entre les générations.

Ces résultats vont tout d'abord à l'appui de l'existence d'une transmission des comportements liés à la santé, les enfants de fumeurs ayant plus de risque d'être fumeurs eux-mêmes. Cette analyse souligne ensuite l'importance des effets de genre, les caractéristiques de la mère ayant une influence sur le tabagisme des femmes seulement. Ces résultats confirment enfin un effet à long terme du milieu social d'origine sur le tabagisme, le tabagisme étant globalement plus fréquent chez les personnes issues d'un milieu défavorisé et moins fréquent chez les enfants d'agriculteurs. Ce constat est toutefois le reflet de deux effets complémentaires. L'influence du milieu social d'origine sur le tabagisme s'explique tout d'abord par un effet indirect passant par la détermination du niveau d'éducation du descendant qui influence à son tour le tabagisme. Ce premier effet explique l'essentiel de la surprévalence du tabagisme chez les enfants d'ouvriers. L'ajustement par le niveau d'études met ensuite en évidence l'existence d'un effet direct du milieu social d'origine sur le tabagisme. Les résultats montrent ainsi un risque réduit de tabagisme chez les enfants d'agriculteurs et, parmi les femmes, un risque plus important, non seulement chez celles qui ont connu des épisodes de précarité durant leur enfance mais également chez celles dont la mère occupait un emploi qualifié. Ce dernier résultat est cohérent avec la distribution sociale du tabagisme observée chez les

mères (tableau 1), pour lesquelles le tabagisme était plus fréquent chez les actives et, notamment, celles qui occupaient des emplois de cadres et de professions intermédiaires. Par ailleurs, une étude précédente a montré un risque plus élevé d'initiation tabagique chez les enfants de milieux favorisés en France [5], mais sans prendre en compte les différences de genre.

Ces résultats appellent donc de futures recherches sur les politiques de prévention et de promotion de la santé à mettre en œuvre auprès des parents à risque et des milieux les plus modestes ou de leurs enfants, afin de réduire les inégalités des chances en santé, en complément d'interventions visant à améliorer l'égalité des chances à l'école et/ou, plus globalement, les conditions de vie.

Références

- [1] Melchior M, Berkman LF, Kawachi I, Krieger N, Zins M, Bonenfant S, et al. Lifelong socioeconomic trajectory and premature mortality (35-65 years) in France: findings from the GAZEL Cohort Study. *J Epidemiol Community Health*. 2006;60(11):937-44.
- [2] Trannoy A, Tubeuf S, Jusot F, Devaux M. Inequality in opportunities in health in France: a first pass. *Health Econ*. 2010;19(8):921-38.
- [3] Cambois E, Jusot F. Contribution of lifelong adverse experiences to social health inequalities: findings from a population survey in France. *Eur J Public Health*. 2010;(sous presse).
- [4] Jefferis BJ, Power C, Graham H, Manor O. Effects of childhood socioeconomic circumstances on persistent smoking. *Am J Public Health*. 2004;94(2):279-85.
- [5] Etilé F. Modes de vie et santé des jeunes. In: Cohen D. Une jeunesse difficile. Portrait économique et social de la jeunesse française. Paris : Éditions Rue d'Ulm / Presses de l'ENS. 2007. pp. 191-235.
- [6] Melchior M., Moffitt T.E., Milne B.J., Poulton R., Caspi A. Why do children from socioeconomically disadvantaged families suffer from poor health when they reach adulthood? A life-course study. *Am J Epidemiol*. 2007;166:966-74.
- [7] Rosa-Dias P. Inequality of opportunity in health: evidence from the UK cohort study. *Health Econ*. 2009;18(9):1057-74.
- [8] Göhlmann S, Schmidt CM, Tauchmann H. Smoking initiation in Germany: the role of intergenerational transmission. *Health Econ*. 2010;19(2):227-42.
- [9] 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.
- [10] Allonier C, Dourgnon P, Rochereau T. L'Enquête Santé Protection Sociale 2006, un panel pour l'analyse des politiques de santé, la santé publique et la recherche en économie de la santé. *Questions d'Économie de la Santé* 2008;(131).

Inégalités sociales de santé : propositions du Haut Conseil de la santé publique pour la prochaine loi de santé publique

Thierry Lang (lang@cict.fr)

Université Paul Sabatier, Inserm, UMR 1027, Toulouse, France

Socioeconomic inequalities in health: proposals from the Haut Conseil de la Santé Publique for the next Public Health Law

Les propositions du Haut Conseil de la santé publique (HCSP) aux pouvoirs publics, présentées dans un rapport remis en décembre 2009¹, visent à :

- élargir la problématique des inégalités sociales de santé (ISS) au gradient qui traverse la société dans son ensemble, sans pour autant occulter l'importance des efforts spécifiques en direction des populations en situation de précarité, exclues ou marginalisées ;
- souligner le rôle majeur des déterminants socio-économiques sur la santé, tout en rappelant les enjeux liés à l'impact des évolutions du système de soins sur les ISS.

Certaines propositions sont formulées en termes d'objectifs de santé publique à insérer explicitement dans la prochaine loi de santé publique. D'autres portent sur un processus de réforme des politiques publiques afin de prendre en compte la réduction des ISS. Parmi les recommandations, nous soulignons celles en rapport avec les aspects d'information sanitaire et de surveillance épidémiologique.

Se fixer des objectifs explicites

Le HCSP propose d'inscrire dans la prochaine loi de santé publique l'objectif explicite de réduire les inégalités sociales et territoriales de santé en réduisant le gradient social et territorial des états de santé, en agissant sur l'ensemble des déterminants de la santé et en réduisant les obstacles financiers à l'accès aux soins.

Les indicateurs de suivi proposés, par catégorie socio-économique, devraient concerner l'espérance de vie avec et sans incapacité, la mortalité prématurée (avant 65 ans) et le renoncement aux soins pour raison financière.

Ces indicateurs ne reflèteront les évolutions des ISS que sur le moyen et le long terme. Ils ne se conçoivent que complétés d'indicateurs plus fins et plus sensibles au changement : facteurs de risque, indicateurs intermédiaires ou de procédures, domaines pathologiques susceptibles d'évoluer rapidement...

Le HCSP recommande d'intégrer les ISS dans le suivi des objectifs et des indicateurs définis par « thématiques de santé », inscrits dans la loi de santé publique.

Ces indicateurs ne sont actuellement pas tous disponibles et nécessitent une évolution du dispositif statistique français.

Se donner les moyens de mesurer les évolutions en développant un système de surveillance sur les inégalités de santé et d'accès aux soins, systématique, régulier, pertinent au niveau territorial

Vers un système de surveillance régulier

La connaissance des ISS en France relève d'études et de travaux de recherche qui n'ont pas de caractère régulier ni systématique. Il est à présent indispensable de produire de façon systématique des informations sur l'état des ISS ainsi que sur les déterminants de santé qui permettent d'expliquer leurs évolutions (emploi, travail, éducation, habitat...).

Le HCSP souhaite ainsi la mise en place d'une production régulière annuelle de données statistiques en matière d'ISS.

Il est également proposé de publier, de façon régulière, au minimum tous les cinq ans, un rapport de synthèse des données disponibles sur les ISS.

Il s'agit en particulier de :

- modifier les certificats de décès du CépiDc de l'Inserm, en réintroduisant les données sur la catégorie socioprofessionnelle quel que soit l'âge au décès ;
- pouvoir utiliser de nouveau l'échantillon démographique permanent de l'Insee, dont les données ne sont plus accessibles aux chercheurs pour des raisons juridiques d'accès aux données personnelles ;
- enrichir le contenu des sources de données sur les ISS :
 - en développant les appariements de bases de données,
 - en développant le géocodage des grandes bases de données administratives,
 - en introduisant des données de santé dans les enquêtes économiques et sociales,
 - en proposant un module « social » à insérer systématiquement dans les enquêtes.

Vers un système cohérent de production de données locales, territoriales, régionales et nationales

Disparités territoriales et sociales sont étroitement liées. Le HCSP recommande donc de favoriser la production de données à un niveau géographique fin et de développer un indicateur de déprivation pour suivre le lien entre développement territorial et santé. Il est en outre nécessaire d'assurer une coordination des mesures de données régionales pour assurer la cohérence nationale et les comparaisons dans le temps et dans l'espace.

Vers des indicateurs de mesure de l'accès primaire et secondaire aux soins

Le débat sur l'accès aux soins nécessite de différencier ce qui relève de l'« accès primaire », c'est à dire le premier contact avec le système de soins, et ce, qui relève de l'« accès secondaire », à savoir la manière dont se déroulent les soins après un premier contact. Sont proposés les indicateurs suivants :

- pour l'accès primaire, niveau des renoncements aux soins et délai d'accès à certains actes techniques, accessibles au niveau régional ou territorial ;
- pour l'accès secondaire aux soins, indicateurs témoignant de la prise en charge équitable des patients qui s'adressent aux institutions et en médecine ambulatoire, suivie de la réalisation des actes de prévention inégalement répartis socialement.

Mettre en place des interventions et des politiques publiques

Prenant acte de la multiplicité des déterminants sociaux de la santé et de leur impact tout au long de la vie des individus, avec les conséquences à long terme que vont déterminer les expositions dans l'enfance, le HCSP recommande de développer et d'évaluer l'impact *a priori* des politiques intersectorielles sur la santé et les ISS tant au niveau national qu'au niveau territorial et d'articuler les politiques de long, moyen terme et de « rattrapage ». Concernant les conséquences à long terme, le HCSP recommande de mettre en place des politiques publiques qui visent à réduire les inégalités

¹ Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité. Rapport du Haut Conseil de la santé publique, décembre 2009. Disponible sur : <http://www.hcsp.fr>

sociales des déterminants de la santé et leurs conséquences, particulièrement auprès des enfants et des jeunes : accès à l'éducation et à l'école, travail, emploi, transport, habitat, environnement, pauvreté, citoyenneté.

Le rapport de la Commission de l'OMS sur les déterminants sociaux² souligne la nécessité pour les systèmes de santé d'être proactifs. Le système français répond encore très largement à une logique d'offre. Le HCSP recommande de développer la responsabilité des institutions du système de soins et des soignants vis-à-vis de la population. Il propose les mesures suivantes : inscrire la réduction des ISS dans les missions des directeurs des Agences régionales de santé ; inscrire les interventions et la mise en place d'indicateurs de suivi de l'accès primaire et secondaire aux soins parmi les éléments de cer-

² Comblent le fossé en une génération : instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé. Rapport final de la Commission des Déterminants sociaux de la Santé. Genève : OMS, 2009 ; 246 p.

tification des établissements de santé ; inscrire l'objectif de réduction des ISS dans le processus de contractualisation d'amélioration des pratiques avec les médecins généralistes et enfin, suivre les conséquences des évolutions du financement des dépenses de santé sur l'accès aux soins et la santé.

Accroître certains efforts en recherche

Le HCSP recommande de favoriser la recherche, notamment interdisciplinaire :

- sur les méthodes d'évaluation des interventions visant à réduire les ISS ;
- sur le développement des évaluations d'impact *a priori* ;
- sur les causes et les mécanismes des ISS en valorisant une approche par déterminants sociaux de la santé plus que par maladies ;
- et enfin, de mieux connaître les facteurs de discrimination dans l'accès aux soins afin de faire respecter l'accès effectif aux soins pour tous.

Concrétiser la volonté de réduire les inégalités sociales de santé

Le HCSP recommande d'insérer la France dans les travaux internationaux sur les ISS, de former les professionnels de santé et les usagers aux déterminants sociaux de la santé, de mettre en place un centre d'expertise et de coordination des initiatives visant à améliorer la réduction des ISS en France et, enfin, d'introduire la réduction des ISS au cœur du développement durable des territoires.

Composition du groupe de travail du HCSP à l'origine de ces recommandations

Thierry Lang (Président)	
Gérard Badeyan	Isabelle Grémy
Chantal Cases	Virginie Halley des Fontaines
Pierre Chauvin	Eric Jouglu
Marc Duriez	Lucile Olier

La publication d'un article dans le BEH n'empêche pas sa publication ailleurs. Les articles sont publiés sous la seule responsabilité de leur(s) auteur(s) et peuvent être reproduits sans copyright avec citation exacte de la source.

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

Directrice de la publication : Dr Françoise Weber, directrice générale de l'InVS
Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr
Rédactrice en chef adjointe : Valérie Henry, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr
Secrétaires de rédaction : Laetitia Gouffé-Benadiba, Farida Mihoub
Comité de rédaction : Dr Sabine Abitbol, médecin généraliste ; Dr Thierry Ancelle, Faculté de médecine Paris V ; Dr Pierre-Yves Bello, Direction générale de la santé ; InVS ; Dr Christine Chan-Chee, InVS ; Dr Sandrine Danet, Drees ; Dr Anne Gallay, InVS ; Dr Bertrand Gagniere, Cire Ouest ; Anabelle Gilg Soit Ilg, InVS ; Dr Isabelle Grémy, ORS Île-de-France ; Philippe Guilbert, Inpes ; Dr Rachel Haus-Cheymol, Service de santé des Armées ; Marie Jauffret-Roustide, InVS ; Eric Jouglu, Inserm CépiDc ; Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Dr Bruno Morel, ARS Rhône-Alpes ; Dr Valérie Schwoebel, Cire Midi-Pyrénées ; Dr Sandra Sinno-Tellier, InVS ; Hélène Therre, InVS.
N° AIP : AIP0001392 - N° INPI : 00 300 1836 - ISSN 0245-7466

Diffusion / Abonnements : Alternatives Économiques
12, rue du Cap Vert - 21800 Quétigny
Tél. : 03 80 48 95 36
Fax : 03 80 48 10 34
Courriel : ddorey@alternatives-economiques.fr
Institut de veille sanitaire - Site Internet : <http://www.invs.sante.fr>
Imprimerie : Bialec
95, boulevard d'Austrasie - 54000 Nancy