

Les inégalités de santé au carrefour de la veille, de la prévention et de la recherche // Health inequalities at the crossroads of monitoring, prevention and research

Coordination scientifique // Scientific coordination

Maud Gorza & Daniel Eilstein, Santé publique France, Saint-Maurice, France

Remerciements au Comité de rédaction du BEH, et particulièrement Mounia El Yamani, Françoise Hamers, Nathalie Jourdan-Da Silva, Hélène Therre, Philippe Tuppin et Agnès Verrier

> SOMMAIRE // Contents

ÉDITORIAL // Editorial

Inégalités sociales et territoriales de santé : des connaissances et des faits probants pour l'action !
// Social and territorial health inequalities: Knowledge and evidence for action! 274

Jean-Claude Desenclos & Pierre Arwidson
Santé publique France, Saint-Maurice, France

ARTICLE // Article

Environnement social précoce, usure physiologique et état de santé à l'âge adulte : un bref état de l'art
// Early psychosocial environment, allostatic load and health during adulthood: A brief state of the art 276

Cyrille Delpierre et coll.
Inserm UMR1027, Toulouse, France

ARTICLE // Article

Mobilité quotidienne et déterminants territoriaux du recours au frottis du col de l'utérus dans le Grand Paris // Daily mobility and neighbourhood determinants of screening for cervix cancer in the Greater Paris Area, France 282

Pierre Chauvin et coll.
Sorbonne Universités, UPMC Université Paris 06, Inserm, Institut Pierre Louis d'Épidémiologie et de santé publique (IPLESP UMRS 1136), Paris, France

ARTICLE // Article

Inégalités socioéconomiques d'accès à la vaccination contre les infections à papillomavirus humains en France : résultats de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS), 2012 // Socioeconomic inequalities to accessing vaccination against Human Papillomavirus in France: results of the Health, Health Care and Insurance Survey, 2012 288

Jean-Paul Guthmann et coll.
Santé publique France, Saint-Maurice, France

ARTICLE // Article

Approche géographique de la surveillance du saturnisme infantile en Île-de-France // Geographical approach for surveillance of lead poisoning in children in the Greater Paris Area, France 298

Medicoulé Traoré et coll.
Sorbonne Universités, UPMC Université Paris 06, Inserm, Institut Pierre Louis d'Épidémiologie et de santé publique (IPLESP UMRS 1136), Paris, France

ARTICLE // Article

Usage de substances psychoactives des chômeurs et des actifs occupés et facteurs associés : une analyse secondaire du Baromètre santé 2010 // Psychoactive substance use by unemployed and employed people and related factors: a secondary analysis of the 2010 Health Barometer, France 304

Romain Guignard et coll.
Santé publique France, Saint-Maurice, France

ARTICLE // Article

La démarche d'évaluation d'impact sur la santé : un outil de réduction des inégalités ? // Health impact assessment: a tool to reduce health inequalities? 313

Anne Laporte et coll.
Agence régionale de santé d'Île-de-France, Paris, France

ARTICLE // Article

Conception et évaluation d'une intervention d'aide à l'arrêt du tabac visant à la réduction des inégalités de santé. L'exemple du site Internet StopAdvisor en Grande-Bretagne // Design and evaluation of a smoking cessation intervention aimed at reducing health inequalities. The example of the StopAdvisor website in Great-Britain ... 320

Pierre Arwidson et coll.
Santé publique France, Saint-Maurice, France

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

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

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

INÉGALITÉS SOCIALES ET TERRITORIALES DE SANTÉ : DES CONNAISSANCES ET DES FAITS PROBANTS POUR L'ACTION !

// SOCIAL AND TERRITORIAL HEALTH INEQUALITIES: KNOWLEDGE AND EVIDENCE FOR ACTION!

Jean-Claude Desenclos & Pierre Arwidson

Santé publique France, Saint-Maurice, France

Si en France, comme dans les pays comparables, les indicateurs, telle l'espérance de vie, attestent d'une amélioration de l'état de santé depuis les années 1970, nous ne parvenons pas à réduire l'écart important qui se maintient entre les cadres et les ouvriers¹. Cette amélioration est plus importante pour les catégories sociales ou les territoires les plus favorisés, lesquels avaient déjà au départ un meilleur état de santé. Ce constat vaut pour la mortalité, la morbidité, les déterminants et les comportements de santé. Ainsi, s'il n'y est pas prêté attention, les innovations visant à améliorer la santé et les programmes de santé publique contribuent à aggraver les inégalités. En matière de tabagisme, le dernier Baromètre santé (2014) en atteste clairement : le différentiel de prévalence du tabagisme entre ceux qui n'ont pas de diplômes et ceux avec un niveau d'étude plus élevé (supérieur au baccalauréat) a été multiplié par plus de 3 entre 2000 et 2014².

Si la littérature scientifique fait ce constat de manière répétée et apporte une meilleure compréhension de la genèse des inégalités sociales de santé (ISS), relativement peu de programmes ou d'interventions en santé publique ont été conçus dans l'objectif de les réduire. Les travaux de Michael Marmot³ indiquent, cependant, que le creusement des inégalités serait maîtrisable si ces politiques et programmes n'étaient pas calibrés et déployés de manière unique pour tous, mais l'étaient avec une offre de prévention d'intensité et de forme graduées selon des catégories de populations pertinentes : il s'agit de l'« universalisme proportionné ». En d'autres termes, l'offre de prévention doit toucher tout le monde, mais doit être renforcée auprès des populations qui en ont le plus besoin. Cette approche doit guider les politiques aussi bien locales que nationales et internationales, comme le propose la Commission d'Oslo sur la gouvernance mondiale pour la santé⁴.

Ainsi, ce numéro spécial du BEH documente, au travers des choix éditoriaux, le *continuum* recherche/connaissance/surveillance/faits probants dans une perspective d'intervention, de prévention et de promotion de la santé qui, pour réduire les inégalités, doit intégrer le contexte de déploiement social et/ou territorial. Composé de sept contributions, dont deux issues de la recherche, trois de dispositifs de surveillance et deux en lien avec l'action, ce BEH fournit au lecteur des éléments de documentation et d'analyse essentiels pour comprendre et agir à bon escient.

C. Delpierre et coll. présentent le concept d'incorporation biologique de l'environnement pour expliquer en partie la construction d'un gradient social des ISS, et comment cet environnement, socialement différencié, deviendrait biologique. Une telle incorporation biologique différentielle, selon les groupes sociaux, d'environnements socialement différenciés, pourrait expliquer en partie comment se construisent les ISS. Cette notion met en jeu des interactions gènes-environnement. Si des travaux néozélandais proposent déjà des pistes d'action sur la base de ce concept de « charge allostatique »⁵, des recherches restent nécessaires avant son opérationnalisation en pratique courante.

P. Chauvin et coll. ont étudié les déterminants sociaux et territoriaux du recours à une action de prévention (ici le frottis cervico-utérin [FCU]) en Île-de-France, en accordant une attention particulière aux quartiers (résidence, travail...) que les femmes sont amenées à fréquenter quotidiennement. Cette étude montre que les femmes dont l'espace d'activité n'est pas circonscrit à leur quartier de résidence ont davantage recours au FCU, et ce d'autant plus que leurs déplacements réguliers les emmènent vers des quartiers plus favorisés. Ainsi, l'analyse des facteurs contextuels liés aux recours aux soins devrait intégrer des données de mobilité afin d'apprécier de façon plus fine les inégalités socio-territoriales et ne pas se limiter au seul lieu de résidence.

Les trois articles du champ de la surveillance illustrent l'utilité de documenter les inégalités territoriales et sociales de santé (ISTS) et leurs déterminants. M. Traoré et coll., via une analyse géographique du dépistage du saturnisme infantile en Île-de-France, montrent qu'avec le temps sa couverture diminue et que plus de 30 000 enfants qui auraient dû en bénéficier en 2011-2012 n'ont pas eu de mesure de leur plombémie. Ils identifient ainsi les territoires prioritaires pour cibler les actions au niveau local. R. Guignard et coll. fournissent, à partir du Baromètre santé 2010, des résultats tout à fait inédits en France sur l'usage de substances psychoactives : usage régulier de tabac, de cannabis et consommation d'alcool à risque, selon le fait d'être chômeur ou en activité. La consommation de substances psychoactives est systématiquement et sensiblement plus élevée chez les chômeurs que chez les actifs, chez les hommes comme chez les femmes. L'analyse documente par ailleurs plusieurs déterminants sociaux de l'usage

de ces substances. Cet article conclut que, par-delà la nature et la direction de la relation entre le chômage et l'usage de substances psychoactives, la population des demandeurs d'emploi est identifiable et accessible pour une offre de prévention, la connaissance des facteurs associés à cet usage permettant de cibler des groupes sur lesquels intervenir. JP. Guthmann et coll. ont étudié les déterminants du dépistage du cancer du col utérin et ceux de la vaccination contre les papillomavirus humains (HPV) des jeunes femmes au sein de l'Enquête santé et protection sociale. Ils montrent que les femmes non dépistées et les jeunes femmes non vaccinées appartiennent aux catégories sociales les plus modestes et que leurs mères sont aussi plus souvent non dépistées. Ainsi, ces jeunes femmes risquent de ne bénéficier d'aucune des deux mesures de prévention du cancer du col utérin, suggérant que les modalités actuelles de la vaccination HPV, pourtant potentiellement remboursée à 100% pour les 90% de la population ayant une assurance complémentaire, pourraient accroître les inégalités de prévention dans ce domaine.

L'évaluation d'impact sur la santé (EIS) vise à anticiper les effets possibles d'un projet sur la santé de la population concernée et des groupes qui la composent, afin de recommander aux décideurs des actions pour en atténuer les effets négatifs et maximiser les effets positifs. Dans cette optique, A. Laporte et coll. décrivent une EIS menée en Île-de-France sur les transports, qui a pris en compte les inégalités par l'identification d'impacts différentiels dans différents groupes de la population, en identifiant en particulier des groupes considérés comme plus vulnérables sur les questions de transports et de santé. La participation des habitants fait partie intégrante de cette démarche, et le choix a ici été fait de faire participer des publics très éloignés de la parole publique. Enfin, P. Arwidson et coll. font la synthèse de travaux britanniques visant à la réduction du tabagisme dans les populations socialement défavorisées, et notamment à propos d'un dispositif d'aide à l'arrêt par Internet (StopAdvisor). L'intervention repose sur la théorie de la motivation et, essai randomisé à l'appui, se révèle, chez les fumeurs n'ayant jamais travaillé, en situation de chômage de longue durée ou ouvriers, plus efficace qu'un simple site d'information, alors qu'elle ne l'est pas chez les fumeurs de niveau socioéconomique plus élevé.

Les ISTS, dans un monde en changement rapide, constituent une réalité de mieux en mieux documentée et en aggravation. Ce numéro du BEH, tout en illustrant la complexité des mécanismes de leur construction et le défi que constitue leur réduction pour la santé publique, apporte des éléments de compréhension à partir desquels il est possible de proposer des actions rectificatrices. Ainsi, l'exemple de StopAdvisor démontre que des interventions innovantes, rigoureusement évaluées, s'appuyant sur le concept d'universalisme proportionné, sont réalisables. Leurs développements permettraient d'améliorer la santé de la population, sans aggraver les inégalités.

Dans la continuité de la Stratégie nationale de santé, qui en a fait l'un de ses principaux axes d'action, Santé publique France intègre dans les missions qui lui sont confiées par la loi, la réduction des ISTS. Cet objectif est concrétisé par un programme de l'agence dédié aux ISTS. Leur prise en compte aura lieu tout au long du *continuum* de la connaissance à l'intervention, par l'intégration des déterminants sociaux dans les activités de surveillance et une attention systématique à la réduction des inégalités dans la conception et l'évaluation des actions de prévention et de promotion de la santé. ■

Références

- [1] Blanpain N. Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers. Insee Première. 2016;(1584). 4 p. http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?ref_id=ip1584
- [2] Guignard R, Beck F, Richard JB, Lermeunier A, Wilquin JL, Viet NT. La consommation de tabac en France: caractéristiques et évolutions récentes. *Évolutions*. 2015;(31):1-6. <http://inpes.santepubliquefrance.fr/CFESBases/catalogue/pdf/1611.pdf>
- [3] Marmot M. Fair Society, Healthy Lives. Strategic review of health inequalities in England post-2010. 242 p. <http://www.instituteofhealthequity.org/projects/fair-society-healthy-lives-the-marmot-review>
- [4] Ottersen OP, Dasgupta J, Blouin C, Buss P, Chongsuvivatwong V, Frenk J, et al. The political origins of health inequity: prospects for change. *Lancet*. 2014;383(9971):630-67.
- [5] Moffitt TE, Arseneault L, Belsky D, Dickson N, Hancox RJ, Harrington H, et al. A gradient of childhood self-control predicts health, wealth, and public safety. *Proc Natl Acad Sci USA*. 2011;108(7):2693-8.

Citer cet article

Desenclos JC, Arwidson P. Éditorial. Inégalités sociales et territoriales de santé : des connaissances et des faits probants pour l'action ! *Bull Epidémiol Hebd*. 2016;(16-17):274-5. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16-17_0.html

ENVIRONNEMENT SOCIAL PRÉCOCE, USURE PHYSIOLOGIQUE ET ÉTAT DE SANTÉ À L'ÂGE ADULTE : UN BREF ÉTAT DE L'ART

// EARLY PSYCHOSOCIAL ENVIRONMENT, ALLOSTATIC LOAD AND HEALTH DURING ADULTHOOD: A BRIEF STATE OF THE ART

Cyrille Delpierre^{1,2} (cyrille.delpierre@inserm.fr), Cristina Barboza-Solís^{1,2,3}, Raphaelae Castagné^{1,2}, Thierry Lang^{1,2,4}, Michelle Kelly-Irving^{1,2}

¹ Inserm UMR1027, Toulouse, France

² Université Toulouse III Paul-Sabatier, UMR1027, Toulouse, France

³ Université du Costa Rica, San José, Costa Rica

⁴ Département d'épidémiologie, Hôpital Purpan, Centre hospitalo-universitaire, Toulouse, France

Soumis le 15.01.2016 // Date of submission: 01.15.2016

Résumé // Abstract

Le concept d'incorporation biologique de l'environnement, en particulier social, désigne la façon dont le social devient biologique. Une incorporation biologique différentielle en fonction des groupes sociaux, en réponse à des environnements socialement différenciés, pourrait expliquer en partie comment se construisent le gradient social de santé et donc *in fine* les inégalités sociales de santé. Une question clé est de savoir comment mesurer la réalité physiologique ou l'expression biologique de cette incorporation chez l'humain.

Le concept de charge allostatique (CA) renvoie à l'idée d'une usure biologique globale, découlant de l'adaptation à l'environnement *via* les systèmes de réponse au stress. La CA représente ainsi le prix payé par l'organisme au cours du temps pour s'adapter aux demandes de l'environnement. En pratique, la CA correspond à une mesure composite de divers systèmes physiologiques. Les résultats de la littérature, incluant des travaux que nous avons menés à partir de cohortes britanniques, montrent une capacité de la CA à prédire la santé future meilleure que chacun des biomarqueurs la composant pris séparément, ou que d'autres scores composites comme le syndrome métabolique. Les études portant sur les déterminants sociaux de la CA retrouvent par ailleurs un gradient social de la CA, se construisant dès l'enfance et tout au long de la vie. La CA pourrait donc être un *proxy* pertinent de l'incorporation biologique des environnements, notamment sociaux. Il reste néanmoins un certain nombre de questions qui méritent attention avant l'opérationnalisation en pratique courante de la CA dans une perspective d'interventions de santé publique, en particulier la validité des systèmes et des biomarqueurs utilisés et la prise en compte de l'aspect dynamique de cette mesure.

The biological embodiment of the environment, in particular the social environment is a concept that refers to how the social becomes biological. A socially stratified biological embedding occurs in response to socially distributed environmental factors. This may partly explain how the social gradient in health and ultimately social inequalities in health are built over time. A key question is how to measure the physiological reality or the biological expression of this embodiment in humans.

The concept of allostatic load (AL) refers to the idea of a global physiological wear and tear resulting from the adaptation to the environment through the stress response systems. It represents the price paid by the body over time to adapt to environmental challenges. In practice, AL corresponds to a composite measure of various physiological systems. The literature, including the work we have done using British birth cohorts, shows that AL is better at predicting subsequent health than each biomarker analyzed separately or than other composite scores like metabolic syndrome. Moreover, studies on the social determinants of AL have observed that AL followed a social gradient starting in childhood and through adulthood. AL could thus be a relevant proxy for the biological embedding of the social environment. A number of issues need attention before operationalizing AL in practice. The definition, inclusion and validity of identified physiological systems, the selection of biomarkers and the dynamic aspect of this measure all require consideration, especially in relation to public health implications.

Mots-clés : Inégalités sociales de santé, Environnement social, Incorporation biologique, Charge allostatique
// **Keywords:** Social inequalities in health, Social environment, Biological embedding, Allostatic load

Introduction

Cet article a pour objet de proposer une courte synthèse sur le concept d'incorporation biologique de l'environnement social ou, plus largement, sur la façon dont le social devient biologique. Dans un premier temps, cette synthèse présente et définit le concept d'incorporation et son intérêt dans l'analyse de la construction du gradient social de santé, avant d'en proposer une mesure à travers la charge allostatique et de discuter les limites et opportunités qu'un tel concept apporte au champ de l'analyse des inégalités sociales de santé. Cette synthèse se base sur les résultats majeurs de la littérature de ce domaine et insiste plus précisément sur certains travaux menés dans notre équipe.

Inégalités sociales de santé et incorporation biologique

Le rôle des déterminants sociaux sur l'état de santé et l'existence d'un gradient social de santé sont largement démontrés dans la littérature. Les travaux d'épidémiologie biographique (ou « *lifecourse epidemiology* ») ont permis de mettre en évidence, à partir de données de cohortes, l'influence de l'environnement socioéconomique, notamment précoce, sur l'état de santé adulte. Cette influence persiste après prise en compte de la situation socioéconomique et des comportements à risque à l'âge adulte¹⁻³. Des travaux antérieurs de notre équipe ont ainsi mis en évidence un lien indépendant entre niveau socioéconomique précoce, événements stressants pendant l'enfance et le risque de décéder ou de déclarer un cancer avant 50 ans, après ajustement sur des facteurs confondants tels que certains facteurs périnataux (poids à la naissance, allaitement maternel) ou sur des facteurs de médiation tels que les comportements de santé ou la situation socioéconomique à l'âge adulte^{4,5}. Au-delà des difficultés méthodologiques dans l'analyse, comme sur l'analyse de la médiation ou encore la non prise en compte de facteurs de confusion, une explication plausible est que l'environnement psychosocial de l'enfant pourrait modifier certains processus biologiques au cours du développement, en lien avec les systèmes de réponse au stress, et impacter ainsi la santé future.

L'impact de l'environnement, ou plus exactement des environnements (physique, chimique, social...) sur nos systèmes biologiques peut être résumé par le concept d'incorporation (« *embodiment* »). Krieger le décrit comme « *la façon dont nous incorporons, comme tout organisme vivant, littéralement, biologiquement, le monde dans lequel nous vivons, y compris nos circonstances sociétales et écologiques* »⁶. La notion d'incorporation renvoie au fait que chaque être humain est à la fois un être vivant social et biologique qui incorpore le monde dans lequel il vit tout au long de sa vie.

En conséquence, un environnement socioéconomique défavorable pourrait influencer le développement de maladies en modifiant certains processus biologiques.

Dans les années 1990, Barker a montré qu'un retard de croissance intra-utérine était associé à un risque accru de maladies cardiovasculaires et métaboliques à l'âge adulte, introduisant le concept de l'origine fœtale des maladies (*DOHaD: Developmental Origins of Health and Disease*)⁷. Ce concept, largement démontré à la fois au niveau épidémiologique et au niveau biologique sur des modèles animaux, repose sur le fait que les conditions environnementales au cours de fenêtres spécifiques, sensibles du développement peuvent avoir des effets biologiques sur le long terme. Des travaux ont néanmoins montré qu'une trajectoire sociale ascendante était liée à un meilleur état de santé plutôt que de rester dans un groupe social défavorable tout au long de sa vie, suggérant qu'il existe des facteurs pouvant améliorer la santé des personnes nées dans un milieu social moins favorisé. Même si certaines périodes de la vie sont plus sensibles que d'autres aux variations induites par l'environnement, du fait d'une plus grande plasticité et d'une plus grande cinétique de développement, le phénomène d'incorporation biologique ne se limite donc pas uniquement aux premières années de vie mais constitue un processus continu tout au long de la vie.

Si l'incorporation biologique se réfère à la notion, partagée par tous les êtres vivants, d'adaptation à son environnement, y compris social, l'incorporation biologique peut en partie expliquer le gradient social observé pour la grande majorité des maladies chroniques⁸. Une question clé est alors de savoir comment mesurer la réalité physiologique ou l'expression biologique de cette incorporation chez l'humain.

Incorporation biologique et charge allostatique

Notre environnement est hautement variable, exigeant une adaptation permanente des systèmes physiologiques. Cette adaptation par le changement est cruciale pour la survie et définit l'allostasie⁹. Trois principaux systèmes, nerveux, endocrinien et inflammatoire/immunitaire, sont impliqués dans le processus d'allostasie et connaissent tous une phase de maturation s'étalant de la période pré/postnatale à l'âge adulte^{10,11}. Les expositions chroniques à des facteurs de stress et les différences inter-individuelles dans la susceptibilité au stress sont toutes deux associées à une activation prolongée de ces systèmes allostatiques. Cela peut conduire, sur le long terme, à une surcharge allostatique avec des conséquences potentiellement néfastes en termes de santé. Le concept de charge allostatique est ainsi défini par McEwen et coll. : « *La contrainte physique sur le corps, produite par les hauts et les bas répétés de la réponse physiologique, les changements dans le métabolisme et l'impact de l'usure sur un certain nombre d'organes et tissus, peut prédisposer l'organisme à la maladie. Nous définissons cet état de l'organisme comme la charge allostatique* »¹². La charge allostatique (CA) renvoie à l'idée d'une usure biologique globale découlant de l'adaptation

à l'environnement *via* les systèmes de réponse au stress. La CA est donc le prix payé par l'organisme au cours du temps pour s'adapter aux demandes de l'environnement.

En tant que mesure de l'incorporation biologique susceptible d'expliquer une partie des inégalités sociales de santé, la CA doit donc à la fois prédire l'état de santé futur et être liée aux stress dus à l'environnement social et donc, à ce titre, suivre un gradient social.

Charge allostatique et état de santé

En pratique, la CA est approchée par un score qui correspond à une mesure composite comprenant divers systèmes physiologiques afin de capturer une usure physiologique globale. La *MacArthur Study of Successful Aging* a été la première à proposer un score de CA¹³. Les paramètres biologiques inclus devaient refléter l'activité de l'axe corticotrope ou être influencés par l'activité accrue des glucocorticoïdes et correspondaient à : la pression artérielle systolique et diastolique, le taux de lipoprotéines de haute densité (HDL) et de cholestérol total, le rapport taille-hanches, le taux sanguin d'hémoglobine glyquée totale, le taux sérique de déhydroépiandrostérone (DHEA-S), les taux urinaires de cortisol, d'adrénaline et de noradrénaline. Chaque biomarqueur a ensuite été dichotomisé en risque élevé et risque faible, dans chaque sexe. Le quartile à haut risque était le quartile supérieur de tous les biomarqueurs, à l'exception de ceux pour lesquels un faible niveau confère un risque accru de mauvais résultats de santé (exemple : HDL). Certaines variantes peuvent être trouvées dans la littérature, mais les marqueurs les plus couramment utilisés sont associés à des maladies cardiovasculaires et métaboliques, à l'activité de l'axe HPA (pour *hypothalamic-pituitary-adrenal axis* ou axe corticotrope), du système nerveux sympathique et du système inflammatoire¹⁴.

Notre équipe a ainsi développé un score de CA à partir des données de suivi de plus de 17 000 Britanniques nés en 1958 et interrogés à intervalles réguliers depuis leur naissance jusqu'à l'âge de 50 ans (1958, *National Child Development Study – NCDS Cohort*). À partir de l'échantillon ayant participé à l'enquête biomédicale à 44 ans, un score composite de CA combinant 14 biomarqueurs représentant quatre systèmes physiologiques a été créé, choisis à partir de la littérature et selon la preuve de leur relation à des conditions stressantes : le système neuroendocrinien (cortisol), le système immunitaire et inflammatoire (CRP, fibrinogène, IgE, IGF-1), le système métabolique (HDL, LDL, triglycérides, hémoglobine glyquée), les systèmes cardiovasculaire et respiratoire (pression artérielle systolique et diastolique, fréquence cardiaque, débit expiratoire de pointe)¹⁵.

En accord avec le concept d'un effet physiologique global, ces différents scores de CA ont été identifiés comme de meilleurs prédicteurs de mortalité, de morbidité et de limitations fonctionnelles que chacun

des biomarqueurs individuels composant la CA pris séparément¹³ ou que d'autres scores composites comme le syndrome métabolique¹⁶⁻²².

Dans un travail en cours, la CA à 44 ans, telle que nous l'avons définie dans la cohorte NCDS de 1958, est liée à la mortalité entre 44 et 50 ans et à la santé perçue à 50 ans, même après ajustement sur les caractéristiques socioéconomiques (éducation, emploi, statut marital), les comportements à risque (tabac, alcool, indice de masse corporelle (IMC)), niveau de dépressivité ou encore le fait d'être traité pour une pathologie en lien avec un des systèmes physiologiques inclus dans la CA.

L'ensemble de ces résultats est donc en faveur d'une capacité de la CA à prédire l'état de santé futur.

Déterminants sociaux et charge allostatique

Les études sur les déterminants sociaux de la CA restent encore rares et de développement récent, mais retrouvent un gradient social de la CA similaire à celui observé pour les maladies chroniques, se construisant dès l'enfance et tout au long de la vie²³⁻²⁷. Ce lien entre environnement social et CA semble notamment médié par des facteurs matériels (revenus, propriété de biens) et les comportements de santé (tabac)²⁸. D'autres recherches ont par ailleurs retrouvé un lien entre adversité psychosociale durant l'enfance et CA²⁹⁻³¹.

Dans un travail visant à expliciter les chaînes de causalité liant environnement psychosocial et économique précoce et CA à 44 ans en utilisant les données de la cohorte NCDS de 1958 (N=7 535), nous avons retrouvé un lien indépendant entre l'exposition à des adversités psychosociales durant l'enfance (combinant le fait pour un enfant d'être en foyer, exposé à une négligence physique, d'avoir des parents en contact avec les services pénitentiaires, séparés ou décédés ou ayant des problèmes de maladie mentale et/ou d'alcoolisme) et la CA à 44 ans, mesurée telle que précédemment décrite, ainsi qu'un lien indépendant entre le niveau socioéconomique précoce (éducation de la mère, catégorie socioprofessionnelle du père) et la CA. Les individus ayant été confrontés à plus de deux adversités psychosociales dans l'environnement familial durant leur enfance, comme ceux dont les parents avaient une position socioéconomique basse, avaient une CA à 44 ans plus élevée. Ce lien entre environnement adverse et score de CA élevé était médié par les comportements à risque (notamment le tabagisme et, dans une moindre mesure, l'IMC) et par un faible niveau socioéconomique à l'âge adulte (en particulier le niveau d'éducation), sans que ces facteurs fussent à expliquer l'ensemble du lien observé^{15,32}.

Des travaux futurs sont donc nécessaires pour mieux caractériser les chaînes de causalité pouvant lier environnement social et CA, en abordant l'environnement dans une définition large incluant par exemple l'environnement physico-chimique ou encore l'environnement professionnel.

Un concept prometteur mais des points restent à préciser

En tant que *proxy* du coût global ou de l'usure résultant de l'adaptation à son environnement, la CA constitue un concept et un outil pertinents pour approcher la façon dont l'environnement, notamment social, pénètre sous la peau, ou encore comment le social devient biologique^{33,34}. L'étude de cette transition, de cette incorporation biologique des environnements, constitue un enjeu important pour mieux comprendre comment les déterminants sociaux influencent l'état de santé des individus et des populations humaines et comment se crée au cours du temps le gradient social de santé observé pour une grande part des principales maladies chroniques pourvoyeuses de mortalité dans nos sociétés³⁵. De plus en plus de données suggèrent que de nombreuses maladies chroniques, telles que les maladies métaboliques comme l'obésité, le diabète et les maladies vasculaires, ou encore la maladie d'Alzheimer/démences et les cancers, sont liées entre elles. Barabasi et coll. parlent de « *human disease network* » pour expliciter cette réalité biologique de réseau, qui se manifeste par des liens moléculaires et génétiques entre des pathologies cliniquement très différentes³⁶. De nombreux processus biologiques sont donc partagés entre diverses pathologies, ainsi que bon nombre de facteurs de risque, de nombreuses pathologies partageant ainsi des racines communes. Il existe ainsi une plausibilité biologique derrière les associations observées entre ces maladies, illustrant la notion d'usure globale, de déclin de la santé et de vieillissement au cours de la vie contenue dans le concept de CA.

La CA peut donc être un outil pertinent en tant que *proxy* de l'incorporation biologique des environnements, notamment socioéconomiques. Toutefois, certaines questions importantes méritent considération. En particulier, la façon dont le score de CA est construit et, au premier chef, les systèmes physiologiques représentés. La conceptualisation de la CA comme usure de plusieurs systèmes physiologiques implique que la mesure présente un équilibre des systèmes pertinents. Toutefois, les scores de CA les plus couramment utilisés sont fortement centrés sur les systèmes cardiovasculaires ou métaboliques, qui représentent souvent les seuls systèmes biologiques pour lesquels des données sont disponibles dans les cohortes, quand il en existe. Or, d'autres systèmes, comme les systèmes neuroendocrinien, inflammatoire et immunitaire, mériteraient d'être représentés. Une question principale est donc d'identifier les systèmes à intégrer dans la mesure, sachant que les systèmes physiologiques pertinents peuvent être différents en fonction des périodes de vie considérées et donc en fonction de l'âge, ainsi que les biomarqueurs à sélectionner pour mesurer au mieux l'état de chacun des systèmes choisis.

Se pose aussi la question de la « compétition des mesures » : il est en effet légitime de s'interroger sur les différences ou les complémentarités existant entre

la CA et des marqueurs de vieillissement^{37, 38} ou de risque biologique cumulé³⁹ ou autres indicateurs de multimorbidités. À l'heure de l'épigénétique, une autre interrogation est celle de l'échelle à laquelle on se situe pour définir la mesure : les marqueurs peuvent ainsi aller de marqueurs épigénétiques (méthylation de l'ADN), chromosomiques (longueur des télomères) aux « résultats de santé » (maladie, IMC, rapport taille-hanches). Dans le concept de la CA et la cascade d'événements en lien avec la réponse au stress, certains marqueurs sont présentés comme des médiateurs primaires (cortisol, DHEA-S, catécholamines), d'autres comme médiateurs secondaires (HDL, niveau de glucose et plus généralement les « facteurs de risque biologiques ») et d'autres comme médiateurs tertiaires (IMC voire maladies)⁴⁰. Certains médiateurs sont plus variables que d'autres, et en particulier les médiateurs primaires, comme le cortisol, qui varient selon le rythme circadien et les stress aigus, alors que les médiateurs secondaires et *a fortiori* tertiaires sont plus stables. En fonction de la nature des biomarqueurs utilisés, nous ne mesurons donc pas la même chose quand à la chronicité des phénomènes ou leur globalité.

Par ailleurs, même en disposant de biomarqueurs pertinents, la création d'une information résumée sous forme de score reste un enjeu. Dans la pratique, la méthode la plus largement utilisée pour construire un score de CA est celle consistant à faire la somme de biomarqueurs dont la valeur se situe dans le quartile le plus élevé (ou le moins élevé en fonction de ce qui est considéré comme à risque) à partir de la distribution obtenue dans la population étudiée⁴¹. Un tel score est alors dépendant des biomarqueurs disponibles, au risque de surreprésenter certains systèmes physiologiques comme les systèmes cardiovasculaires et métaboliques, car correspondant à des informations plus souvent disponibles. Il est possible de pondérer le score en calculant notamment des sous-scores par système puis en sommant ces sous-scores²³. Des méthodes plus sophistiquées comme le partitionnement récursif ou l'analyse canonique des corrélations ont été utilisées pour gérer la pondération et l'interrelation entre les biomarqueurs⁴¹. Plus récemment, des approches basées sur l'analyse factorielle confirmatoire et la modélisation par équations structurelles ont été proposées pour « capturer » le concept latent que constitue la CA^{39,42,43}.

Enfin, le fait que le phénomène d'incorporation biologique soit un processus continu implique de pouvoir mesurer l'usure, et par conséquent la CA, de manière dynamique. Par ailleurs, le rôle potentiel de médiateur que peut jouer la CA entre la situation socioéconomique depuis l'enfance d'une part, et la morbi/mortalité d'autre part, requiert une approche biographique ou *lifecourse*, nécessitant des cohortes avec des longs suivis pour identifier des mécanismes ou des chaînes causales reliant environnement social, CA et santé ultérieure. Pouvoir faire face à ces enjeux nécessite de disposer de données longitudinales, sur de longues périodes, incluant un large panel de variables incluant à la fois l'environnement psychosocial et économique,

mais aussi des échantillons biologiques, collectés de manière répétée, alors même que de telles cohortes ou bases de données restent rares, en particulier en France. Nous ne pouvons qu'insister sur la nécessité de développer, de maintenir et de favoriser l'accessibilité à de tels dispositifs, comme la cohorte Elfe en France, dans l'optique de mieux comprendre la genèse du gradient social de santé.

Conclusion

Le concept d'incorporation biologique de l'environnement, en particulier social, désigne la façon dont le social devient biologique. Une incorporation biologique différentielle en fonction des groupes sociaux en réponse à des environnements socialement différenciés pourrait expliquer en partie comment se construit le gradient social de santé et donc *in fine*, les inégalités sociales de santé. Une difficulté importante reste de mesurer ou d'approcher ce phénomène en pratique. Dans ce travail, nous présentons la CA comme un outil conceptuel et une mesure potentiellement utile pour approcher, en pratique, le phénomène d'incorporation biologique. La notion d'usure globale incluse dans le concept de CA a pour avantage de tenir compte des similitudes biologiques existant entre des pathologies chroniques diverses, et donc de s'intéresser à, voire d'intervenir sur, leurs racines communes dans une approche longitudinale tout au long de la vie, et notamment dès la petite enfance. Il reste néanmoins un certain nombre de questions qui méritent un examen plus approfondi avant l'opérationnalisation en pratique courante de la CA, dans une perspective d'interventions de santé publique, en particulier la validité des systèmes et des biomarqueurs utilisés pour construire ce score et la prise en compte de l'aspect dynamique de cette mesure. ■

Références

- [1] Galobardes B, Lynch JW, Davey Smith G. Childhood socioeconomic circumstances and cause-specific mortality in adulthood: systematic review and interpretation. *Epidemiol Rev.* 2004;26:7-21.
- [2] Galobardes B, Lynch JW, Smith GD. Is the association between childhood socioeconomic circumstances and cause-specific mortality established? Update of a systematic review. *J Epidemiol Community Health.* 2008;62(5):387-90.
- [3] Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Davey Smith G. Indicators of socioeconomic position (part 1). *J Epidemiol Community Health.* 2006;60(1):7-12.
- [4] Kelly-Irving M, Lepage B, Dedieu D, Bartley M, Blane D, Grosclaude P, *et al.* Adverse childhood experiences and premature all-cause mortality. *Eur J Epidemiol.* 2013;28(9):721-34.
- [5] Kelly-Irving M, Lepage B, Dedieu D, Lacey R, Cable N, Bartley M, *et al.* Childhood adversity as a risk for cancer: findings from the 1958 British birth cohort study. *BMC Public Health.* 2013;13(1):767.
- [6] Krieger N. Embodiment: a conceptual glossary for epidemiology. *J Epidemiol Community Health.* 2005;59(5):350-5.
- [7] Barker DJ. The fetal and infant origins of adult disease. *BMJ.* 1990;301(6761):1111.
- [8] Hertzman C. The biological embedding of early experience and its effects on health in adulthood. *Ann NY Acad Sci.* 1999;896:85-95.
- [9] Sterling P, Eyer J. Allostasis: a new paradigm to explain arousal pathology. In: Fisher S RJ, Editors. *Handbook of life stress, cognition and health.* New York: John Wiley & Sons; 1988. p. 629-49.
- [10] Adkins B, Leclerc C, Marshall-Clarke S. Neonatal adaptive immunity comes of age. *Nat Rev Immunol.* 2004;4(7):553-64.
- [11] Gogtay N, Giedd JN, Lusk L, Hayashi KM, Greenstein D, Vaituzis AC, *et al.* Dynamic mapping of human cortical development during childhood through early adulthood. *Proc Natl Acad Sci USA.* 2004;101(21):8174-9.
- [12] McEwen BS, Stellar E. Stress and the individual. Mechanisms leading to disease. *Arch Intern Med.* 1993;153(18):2093-101.
- [13] Seeman TE, Singer BH, Rowe JW, Horwitz RI, McEwen BS. Price of adaptation – allostatic load and its health consequences. *MacArthur studies of successful aging. Arch Intern Med.* 1997;157(19):2259-68.
- [14] Seeman T, Epel E, Gruenewald T, Karlamangla A, McEwen BS. Socio-economic differentials in peripheral biology: cumulative allostatic load. *Ann NY Acad Sci.* 2010;1186:223-39.
- [15] Barboza Solis C, Kelly-Irving M, Fantin R, Darnaudery M, Torrisani J, Lang T, *et al.* Adverse childhood experiences and physiological wear-and-tear in midlife: Findings from the 1958 British birth cohort. *Proc Natl Acad Sci USA.* 2015;112(7):E738-46.
- [16] Borrell LN, Crawford ND. Social disparities in periodontitis among US adults: the effect of allostatic load. *J Epidemiol Community Health.* 2011;65(2):144-9.
- [17] Duru OK, Harawa NT, Kermah D, Norris KC. Allostatic load burden and racial disparities in mortality. *J Natl Med Assoc.* 2012;104(1-2):89-95.
- [18] Gruenewald TL, Seeman TE, Ryff CD, Karlamangla AS, Singer BH. Combinations of biomarkers predictive of later life mortality. *Proc Natl Acad Sci USA.* 2006;103(38):14158-63.
- [19] Hwang AC, Peng LN, Wen YW, Tsai YW, Chang LC, Chiou ST, *et al.* Predicting all-cause and cause-specific mortality by static and dynamic measurements of allostatic load: a 10-year population-based cohort study in Taiwan. *J Am Med Dir Assoc.* 2014;15(7):490-6.
- [20] Karlamangla AS, Singer BH, Seeman TE. Reduction in allostatic load in older adults is associated with lower all-cause mortality risk: MacArthur studies of successful aging. *Psychosom Med.* 2006;68(3):500-7.
- [21] Seeman TE, Crimmins E, Huang MH, Singer B, Bucur A, Gruenewald T, *et al.* Cumulative biological risk and socioeconomic differences in mortality: MacArthur studies of successful aging. *Soc Sci Med.* 2004;58(10):1985-97.
- [22] Seeman TE, McEwen BS, Rowe JW, Singer BH. Allostatic load as a marker of cumulative biological risk: MacArthur studies of successful aging. *Proc Natl Acad Sci USA.* 2001;98(8):4770-5.
- [23] Gruenewald TL, Karlamangla AS, Hu P, Stein-Merkin S, Crandall C, Koretz B, *et al.* History of socioeconomic disadvantage and allostatic load in later life. *Soc Sci Med.* 2012;74(1):75-83.
- [24] Gustafsson PE, Janlert U, Theorell T, Westerlund H, Hammarstrom A. Socioeconomic status over the life course and allostatic load in adulthood: results from the Northern Swedish Cohort. *J Epidemiol Community Health.* 2011;65(11):986-92.
- [25] Gustafsson PE, Janlert U, Theorell T, Westerlund H, Hammarstrom A. Social and material adversity from adolescence to adulthood and allostatic load in middle-aged women and men: results from the Northern Swedish Cohort. *Ann Behav Med.* 2012;43(1):117-28.
- [26] Merkin SS, Karlamangla A, Roux AV, Shrager S, Seeman TE. Life course socioeconomic status and longitudinal accumulation of allostatic load in adulthood: multi-ethnic study of atherosclerosis. *Am J Public Health.* 2014;104(4):e48-55.

- [27] Robertson T, Popham F, Benzeval M. Socioeconomic position across the lifecourse & allostatic load: data from the West of Scotland Twenty-07 cohort study. *BMC Public Health*. 2014;14:184.
- [28] Robertson T, Benzeval M, Whitley E, Popham F. The role of material, psychosocial and behavioral factors in mediating the association between socioeconomic position and allostatic load (measured by cardiovascular, metabolic and inflammatory markers). *Brain Behav Immun*. 2015;45:41-9.
- [29] Danese A, McEwen BS. Adverse childhood experiences, allostasis, allostatic load, and age-related disease. *Physiol Behav*. 2012;106(1):29-39.
- [30] Danese A, Moffitt TE, Harrington H, Milne BJ, Polanczyk G, Pariante CM, *et al*. Adverse childhood experiences and adult risk factors for age-related disease: depression, inflammation, and clustering of metabolic risk markers. *Arch Pediatr Adolesc Med*. 2009;163(12):1135-43.
- [31] Shonkoff JP, Garner AS. The lifelong effects of early childhood adversity and toxic stress. *Pediatrics*. 2012;129(1):e232-46.
- [32] Barboza-Solís C, Fantin R, Castagné R, Lang T, Delpierre C, Kelly-Irving M. Parental socio-economic position and allostatic load in mid-life: findings from the 1958 British birth cohort. 2016;(article soumis).
- [33] Kelly-Irving M, Tophoven S, Blane D. Life course research: new opportunities for establishing social and biological plausibility. *Int J Public Health*. 2015;60(6):629-30.
- [34] Blane D, Kelly-Irving M, d'Errico A, Bartley M, Montgomery S. Social-biological transitions: how does the social become biological? *Longit Life Course Stud*. 2013;4(2):136-46.
- [35] Vineis P, Kelly-Irving M, Rappaport S, Stringhini S. The biological embedding of social differences in ageing trajectories. *J Epidemiol Community Health*. 2016;70(2):111-3.
- [36] Barabasi AL, Gulbahce N, Loscalzo J. Network medicine: a network-based approach to human disease. *Nat Rev Genet*. 2011;12(1):56-68.
- [37] Belsky DW, Caspi A, Houts R, Cohen HJ, Corcoran DL, Danese A, *et al*. Quantification of biological aging in young adults. *Proc Natl Acad Sci USA*. 2015;112(30):E4104-10.
- [38] Johnson TE. Recent results: biomarkers of aging. *Exp Gerontol*. 2006;41(12):1243-6.
- [39] Seeman T, Gruenewald T, Karlamangla A, Sidney S, Liu K, McEwen B, *et al*. Modeling multisystem biological risk in young adults: The Coronary Artery Risk Development in Young Adults Study. *Am J Hum Biol*. 2010;22(4):463-72.
- [40] McEwen BS, Seeman T. Protective and damaging effects of mediators of stress. Elaborating and testing the concepts of allostasis and allostatic load. *Ann NY Acad Sci*. 1999;896:30-47.
- [41] Juster RP, McEwen BS, Lupien SJ. Allostatic load biomarkers of chronic stress and impact on health and cognition. *Neurosci Biobehav Rev*. 2010;35(1):2-16.
- [42] Booth T, Starr JM, Deary I. Modeling multisystem biological risk in later life: allostatic load in the Lothian birth cohort study 1936. *Am J Hum Biol*. 2013;25(4):538-43.
- [43] McCaffery JM, Marsland AL, Strohacker K, Muldoon MF, Manuck SB. Factor structure underlying components of allostatic load. *PLoS One*. 2012;7(10):e47246.

Citer cet article

Delpierre C, Barboza-Solís C, Castagné R, Lang T, Kelly-Irving M. Environnement social précoce, usure physiologique et état de santé à l'âge adulte : un bref état de l'art. *Bull Epidemiol Hebd*. 2016;(16-17):276-81. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16-17_1.html

MOBILITÉ QUOTIDIENNE ET DÉTERMINANTS TERRITORIAUX DU RECOURS AU FROTTIS DU COL DE L'UTÉRUS DANS LE GRAND PARIS

// DAILY MOBILITY AND NEIGHBOURHOOD DETERMINANTS OF SCREENING FOR CERVIX CANCER IN THE GREATER PARIS AREA, FRANCE

Pierre Chauvin¹ (pierre.chauvin@iplesp.upmc.fr), Medicoulé Traoré¹, Julie Vallée²

¹ Sorbonne Universités, UPMC Université Paris 06, Inserm, Institut Pierre Louis d'Épidémiologie et de santé publique (IPLESP UMRS 1136), Paris, France

² CNRS, Université Paris 1, Université Paris 7, UMR Géographie-Cités, Paris, France

Soumis le 09.03.2016 // Date of submission: 03.09.2016

Résumé // Abstract

Environ 6 millions de frottis de dépistage du cancer du col utérin (FCU) sont réalisés annuellement en France, mais seulement 10% des femmes en bénéficieraient dans l'intervalle recommandé. Les inégalités socio-territoriales de ce dépistage sont donc importantes à étudier, pour elles-mêmes et pour le modèle qu'elles peuvent représenter en matière de recours à un dépistage médicalisé opportuniste. À partir des données de 2010 de la cohorte SIRS (Santé, inégalités et ruptures sociales) conduite dans les quatre départements centraux franciliens, nous avons étudié les déterminants territoriaux du recours au FCU en prenant en compte certaines caractéristiques individuelles des femmes (âge, niveau d'éducation, couverture maladie, vie de couple, espace d'activité) et en accordant une attention particulière aux différents quartiers qu'elles pouvaient être amenées à fréquenter quotidiennement.

Une analyse stratifiée sur leur espace d'activité montre que le fait d'habiter dans un quartier faiblement doté en médecins généralistes et gynécologues n'était associé à un risque significativement plus élevé de retard de dépistage que chez les femmes dont l'espace d'activité était restreint à leur quartier de résidence. Chez les femmes actives et mobiles, la densité médicale d'aucun des trois quartiers fréquentés étudiés n'était associée à leur recours au FCU, mais résider et se rendre régulièrement dans des quartiers aux faibles revenus était associé à un risque plus élevé de retard.

La prise en compte des effets de contexte pour mieux comprendre les inégalités infra-urbaines de santé est un enjeu de recherche qui, bien que mobilisant des concepts et des méthodes en pleine évolution, apporte déjà des enseignements pour la santé publique. Nos résultats mettent ainsi en lumière la situation particulière des femmes les plus défavorisées et les moins mobiles, pour lesquelles l'offre de soins de proximité est importante, et montrent, pour les autres, la limite de ne s'intéresser qu'aux seuls quartiers de résidence dans l'analyse des facteurs contextuels liés aux recours aux soins.

Nearly 6 million screening tests for cervix cancer (STCC) are performed in France every year, but only 10% of eligible women would do it in the recommended time interval. The social and territorial inequalities of this screening deserve to be studied, not only for themselves, but also as a model of inequalities concerning opportunistic, medical, preventive care. Using the 2010 data of the SIRS (Health, Inequalities and Social Divide) cohort survey conducted in the Greater Paris area, we studied the neighbourhood factors associated with the absence of STCC during the last 3 years, taking into account some women's characteristics (age, education level, health insurance, marital status, activity space) and the different neighbourhoods that they daily frequented.

A stratified analysis by activity space showed that being resident of a neighbourhood with a poor density of primary care practitioners and gynecologists was associated with a higher risk of absence of STCC only in women whose activity space was limited to their neighbourhood of residence. In active and mobile women, none of the medical densities measured in the three frequented neighbourhoods studied was associated with such a delay when living in and visiting regularly neighbourhoods that were both poor was associated with a higher risk of absence of STCC.

Studying contextual effects in order to better understand health inequalities in urban context constitutes an important research challenge. Even if it mobilizes rapidly evolving concepts and methods, it already provides useful lessons for public health. Our results highlight the specific situation of poor, less mobile women for whom primary care services, close to their home, are important. For the others, our result show how considering only their context of residence limit the analysis of the contextual factors associated with health care use.

Mots-clés : Dépistage, Cancer du col, Inégalités sociales, Quartier, Mobilité

// **Keywords:** Screening, Cervix cancer, Social inequalities, Neighbourhood, Mobility

Introduction

L'incidence et la mortalité du cancer du col de l'utérus étaient estimées respectivement à près de 2 800 cas et 1 100 décès en France en 2015¹. La mortalité a considérablement diminué depuis la diffusion à large échelle du dépistage par frottis cervico-utérin (FCU) dans les années 1970. Les recommandations françaises préconisent la pratique d'un FCU tous les trois ans après deux frottis négatifs à un an d'intervalle pour toutes les femmes âgées de 25 à 65 ans. Environ 6 millions de FCU sont réalisés chaque année en France, mais seulement 10% des femmes bénéficient d'un dépistage dans l'intervalle recommandé (40% des femmes sont dépistées trop fréquemment et 50% ne le sont pas, ou trop peu souvent)². Les inégalités socio-territoriales de recours au FCU sont donc importantes à étudier, à la fois pour elles-mêmes et pour le modèle qu'elles peuvent représenter en matière de recours à un dépistage médicalisé opportuniste en l'absence de dépistage organisé (expérimenté seulement dans 13 départements français depuis 2010). Nos objectifs étaient d'étudier les déterminants territoriaux du recours au FCU dans l'agglomération parisienne en accordant une attention particulière aux différents quartiers (résidence, travail, etc.) que les femmes peuvent être amenées à fréquenter quotidiennement.

Matériel et méthodes

L'enquête SIRS

Cette recherche s'appuie sur les données recueillies lors de l'enquête « Santé, inégalités et ruptures sociales » (SIRS) en 2010 auprès d'un échantillon aléatoire, stratifié à 3 niveaux, représentatif de la population majeure et francophone vivant à Paris et dans la première couronne de départements (Hauts-de-Seine, Seine-Saint-Denis, Val-de-Marne) : 50 Iris (Ilots regroupés pour l'information statistique de l'Insee), 60 logements par Iris, puis 1 adulte par logement ont été tirés au sort. Cette personne était interrogée en face-à-face à domicile. L'enquête SIRS menée par l'Inserm (Institut national de la santé et de la recherche médicale), en partenariat avec le CNRS (Centre national de la recherche scientifique) a été conçue pour collecter des données qui se prêtent à l'analyse épidémiologique, sociologique et géographique ; sa méthodologie a été décrite dans un précédent article³ et certains de ses résultats ont déjà été publiés dans le BEH⁴.

Données

Nos analyses ont porté sur deux échantillons de femmes : un premier échantillon comprenant l'ensemble des 1 800 femmes (N1) ayant participé à l'enquête SIRS (après exclusion de celles ayant subi une hystérectomie ; n=5), un second échantillon constitué des 704 femmes « actives et mobiles » (N2), c'est-à-dire ayant indiqué, en plus de l'adresse de leur résidence, celles de leur lieu de travail (ou d'études) et d'un troisième quartier régulièrement fréquenté.

L'ancienneté du dernier FCU était rapportée de façon déclarative par les femmes. Nous avons cherché à étudier les facteurs individuels et contextuels associés

à l'absence de frottis dans les trois années précédant l'enquête (ce que nous avons également dénommé un « retard de dépistage » dans la suite de l'article).

Les caractéristiques individuelles étudiées étaient : l'âge (en quatre classes), le niveau d'éducation (en trois catégories), la couverture maladie (en deux catégories), la vie en couple (oui/non), et un indicateur mesurant l'espace d'activité des femmes. Les personnes ont en effet été interrogées sur l'inscription – totale, partielle ou nulle – de leurs activités domestiques (faire les courses alimentaires, utiliser des services tels que la banque ou la poste), sociales et de loisirs (voir des amis, se promener et aller au café ou au restaurant) dans ce qu'elles perçoivent comme leur quartier de résidence (sans définition *a priori*). Un score de concentration des activités dans le « quartier de résidence perçu » a ainsi été calculé⁵. Il varie de 0 (pour les femmes ayant déclaré faire toutes les activités proposées *en dehors* de leur quartier de résidence) à 1 (pour les femmes ayant déclaré faire toutes les activités proposées *dans* leur quartier de résidence). Ce score est normalement distribué dans la population étudiée. Nous avons montré précédemment⁵ que les caractéristiques associées à un score de concentration élevé étaient semblables chez les hommes et les femmes, à savoir un faible niveau d'éducation, un faible niveau de revenus, une nationalité étrangère, être chômeur, retraité ou inactif, avoir des limitations fonctionnelles, mais aussi vivre dans Paris intra-muros, dans des Iris aux revenus moyens élevés et/ou avec une forte densité de magasins. Pour la suite des analyses, les femmes du quintile le plus élevé ($\geq 0,8$) – c'est-à-dire dont l'espace d'activité était limité à leur quartier de résidence perçu – ont été comparées aux autres.

Les adresses de résidence des femmes et, le cas échéant, celles de leur lieu de travail ou d'études et du quartier le plus fréquemment fréquenté de façon régulière (en dehors des deux précédents) ont été géocodées dans un système d'information géographique. Pour la suite des analyses, les « quartiers » ont tous été définis comme la réunion de l'Iris où se situe l'adresse en question et des Iris adjacents. Deux caractéristiques de ces quartiers ont été étudiées : (1) la densité médicale en médecins généralistes et gynécologues (d'après la base permanente des équipements de l'Insee de 2011) pour 100 000 habitants (d'après le recensement de la population de 2011) et (2) le revenu moyen des ménages du quartier (d'après les données de la Direction générale des impôts de 2011). Ces deux variables ont été catégorisées selon les tertiles de leur distribution respective dans les deux échantillons étudiés. Un score de « richesse cumulée » des trois quartiers fréquentés a été calculé pour les N2 femmes : il correspond à la somme des rangs des tertiles de revenus moyens des ménages dans les trois quartiers fréquentés et varie de 3 (les trois quartiers fréquentés appartiennent au tertile inférieur de revenus moyens) à 9 (les trois quartiers appartiennent au tertile supérieur). De la même manière, un score de densité médicale cumulée des trois quartiers fréquentés a été calculé pour les N2 femmes. Pour chacun de ces deux scores, les femmes du tertile inférieur de ce score (≤ 5) ont été comparées aux autres.

Analyses statistiques

Toutes les proportions présentées ont été pondérées pour prendre en compte la stratégie d'échantillonnage de SIRS et calées sur marge par âge et sexe sur les données du recensement de la population de 2010. Toutes les analyses multivariées ont été conduites sur les données brutes. Celles prenant en compte le seul quartier de résidence (tableaux 1 et 2) ont utilisé des modèles de régression logistique multiniveau permettant de modéliser simultanément les caractéristiques des individus (niveau 1) et celles de leurs quartiers de résidence (niveau 2). Une interaction entre le score individuel de concentration des activités dans le quartier de résidence et chacune des deux caractéristiques du quartier de résidence a été estimée sur

l'ensemble des N1 femmes. Ces modèles multiniveau ont été estimés à l'aide du logiciel Stata® (commande xtmelogit). Les analyses multivariées prenant en compte les trois quartiers fréquentés conduites sur les N2 femmes « actives et mobiles » (tableau 3) ont été effectuées sous R, à l'aide de modèles de régression logistique simple : étant donnée la dispersion des individus dans ces différents quartiers, ces modèles ne sont pas multiniveau mais ont pris en compte l'échantillonnage par Iris (logiciel R, commande svydesign). Enfin, les associations avec les scores de richesse et de densité médicale cumulées (ajustées sur les cinq mêmes caractéristiques individuelles) ont été estimées séparément.

Tableau 1

Caractéristiques individuelles et du quartier de résidence associées à l'absence de frottis cervico-utérin (FCU) au cours des trois dernières années chez l'ensemble des femmes interrogées (N1=1800), Enquête SIRS, 2010

	Retard de dépistage		Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1+2
	%	p	OR [IC95%]	OR [IC95%]	OR [IC95%]
Âge					
18-29 ans	37,0	<0,001	2,88 [2,04-4,06]	2,96 [2,09-4,19]	2,89 [2,06-4,07]
30-44 ans	13,1		ref.	ref.	ref.
45-59 ans	14,6		1,00 [0,69-1,45]	0,98 [0,68-1,43]	1,00 [0,69-1,45]
≥60 ans	47,1		3,95 [2,73-5,71]	3,76 [2,63-5,37]	3,95 [2,75-5,68]
Situation de couple					
Vit en couple	17,3	<0,001	ref.	ref.	ref.
Ne vit pas en couple	42,4		2,09 [1,66-2,62]	2,09 [1,66-2,62]	2,08 [1,66-2,60]
Niveau d'études					
≤ Primaire	53,4	<0,001	3,62 [2,23-5,88]	3,99 [2,45-6,05]	3,59 [2,21-5,81]
Secondaire	32,0		1,90 [1,45-2,48]	2,04 [1,55-2,68]	1,90 [1,46-2,48]
Supérieur	20,1		ref.	ref.	ref.
Couverture maladie					
Sécurité sociale et mutuelle	25,5	<0,001	ref.	ref.	ref.
Autre	40,6		1,97 [1,33-2,93]	2,10 [1,43-3,09]	2,00 [1,34-3,00]
Espace d'activité					
Plus large que le quartier perçu de résidence	24,5	<0,001	ref.	ref.	ref.
Restreint au quartier perçu de résidence	35,9		1,66 [1,24-2,23]	1,61 [1,20-2,15]	1,64 [1,21-2,22]
Revenu moyen des ménages dans le quartier de résidence (€/UC¹)					
Élevé (>23 332)	23,0	<0,001	ref.		ref.
Intermédiaire (entre 15 830 et 23 332)	27,6		1,19 [0,82-1,72]		1,17 [0,81-1,70]
Faible (≤15 830)	32,9		1,39 [0,97-1,98]		1,37 [0,96-1,97]
Densité médicale dans le quartier de résidence (pour 100 000)					
Élevée (>88)	29,4	<0,001		ref.	ref.
Intermédiaire (entre 44 et 88)	22,6			1,06 [0,73-1,55]	0,77 [0,52-1,12]
Faible (≤44)	28,7			0,79 [0,53-1,16]	0,97 [0,65-1,44]

¹ Euros par unité de consommation des ménages.

SIRS : Santé, inégalités et ruptures sociales ; OR : odds ratio ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Résultats

L'analyse des données de l'enquête SIRS de 2010 révèle qu'une part non négligeable de la population échappe au dépistage du cancer du col de l'utérus, puisque 26,9% des femmes interrogées déclaraient n'avoir pas effectué de frottis au cours des trois dernières années.

Les facteurs individuels associés à un retard de dépistage (tableau 1) étaient relativement classiques et semblables à ceux décrits dans des analyses précédentes⁵⁻⁷. Une pratique du dernier frottis remontant à plus de trois ans était significativement plus fréquente chez les femmes les plus jeunes et les plus âgées, ne vivant pas en couple, avec un faible niveau d'études et sans assurance ou mutuelle de santé complémentaire. Rappelons que ni la consultation médicale, ni l'analyse et la lecture du frottis ne sont pris en charge intégralement par l'Assurance maladie ; seul un des quatre départements concernés dans SIRS (le Val-de-Marne) a mis en place un dépistage organisé après la réalisation de l'enquête⁸. Par ailleurs, comme nous l'avions observé précédemment avec les données SIRS de 2005⁵, un espace d'activité restreint au quartier de résidence apparaissait, toutes choses égales par ailleurs, significativement associé à un risque plus élevé de retard de dépistage.

Sur l'ensemble de la population étudiée (N1), on n'observe pas d'association significative entre les caractéristiques du quartier de résidence et l'ancienneté du dernier FCU. En revanche, une interaction entre l'espace d'activité et la densité en médecins généralistes et gynécologues du quartier semble intéressante à prendre en compte ($p=0,076$). En conduisant une analyse stratifiée en fonction de l'espace d'activité (ajustée sur l'âge, le niveau d'étude, la couverture maladie et la situation de couple des femmes), on estime que le fait d'habiter dans un quartier faiblement doté en médecins généralistes et gynécologues était

associé à un risque significativement plus élevé de retard de dépistage chez les femmes dont l'espace d'activité est restreint à leur quartier de résidence, alors que ce n'était pas le cas pour les femmes avec un espace d'activité plus large (tableau 2).

En se concentrant sur les N2 femmes « actives et mobiles » (dont 16,1% n'avaient pas eu de FCU au cours des trois dernières années), on constate que la densité médicale d'aucun des trois quartiers fréquentés n'était associée au recours de ces femmes au FCU (tableau 3), ni d'ailleurs le score cumulé de densité médicale (odds ratio ajusté, ORa=1,29 ; intervalle de confiance à 95%, IC95%: [0,69-2,43]). En revanche, le recours au FCU des femmes « actives et mobiles » était associé au niveau socioéconomique de leur quartier de résidence et au niveau socioéconomique du troisième quartier qu'elles fréquentaient régulièrement : si ceux-ci appartenaient au tertile le plus faible en termes de revenus moyens des ménages, alors le risque d'avoir un frottis datant de plus de trois ans était significativement plus élevé (tableau 3). Par ailleurs, les femmes dont le score de richesse des trois quartiers fréquentés appartenait au tertile le plus faible avaient un risque plus élevé d'être en retard pour leur FCU que les autres (ORa=1,78 ; IC95%: [1,15-2,75]).

Discussion

Nos analyses retrouvent une proportion de femmes en retard pour leur frottis de dépistage semblable à celle observée dans la France entière par le Baromètre cancer de 2010⁹ et des associations similaires à celles qui sont communément observées, avec des facteurs sociodémographiques comme la vie de couple, le niveau d'étude ou l'âge (même si les classes d'âge utilisées dans nos analyses – pour faire suite à nos travaux antérieurs^{5,10} – ne coïncident pas avec celles des recommandations françaises). Elles soulignent,

Tableau 2

Caractéristiques du quartier de résidence associées à l'absence de frottis cervico-utérin (FCU) au cours des trois dernières années dans l'ensemble de la population et en stratifiant selon l'espace d'activité des femmes, Enquête SIRS, 2010

	Ensemble de la population (N1=1 800)	Femmes avec un espace d'activité restreint au quartier de résidence (n=341)	Femmes avec un espace d'activité plus large que le quartier de résidence (n=1 459)	p ³
	ORa ¹ [IC95%]	ORa ² [IC95%]	ORa ² [IC95%]	
Modèle 1 - Revenu moyen des ménages (tertiles)				
Supérieur et intermédiaire	ref.	ref.	ref.	0,565
Inférieur	1,29 [0,95-1,76]	1,21 [0,86-1,72]	1,70 [0,89-3,22]	
Modèle 2 - Densité de médecins généralistes et de gynécologues (tertiles)				
Supérieur et intermédiaire	ref.	ref.	ref.	0,076
Inférieur	1,21 [0,89-1,64]	2,19 [1,20-3,99]	1,08 [0,77-1,52]	

¹ Odds ratio (OR) ajusté sur l'âge, la situation de couple, le niveau d'étude, la couverture maladie et l'espace d'activité.

² OR ajusté sur l'âge, la situation de couple, le niveau d'étude et la couverture maladie.

³ Chaque terme d'interaction (espace d'activité*caractéristique du quartier de résidence) a été testé séparément dans un modèle ajusté sur les 5 caractéristiques individuelles, estimé dans l'ensemble de la population N1.

SIRS : Santé, inégalités et ruptures sociales ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Tableau 3

Caractéristiques du quartier de résidence, du quartier de travail ou d'études et du troisième quartier régulièrement fréquenté associées à l'absence de frottis cervico-utérin (FCU) au cours des trois dernières années chez les femmes rapportant ces trois types de quartiers (N2=704), Enquête SIRS, 2010

	Modèle 1	Modèle 1+2	Modèle 1+3	Modèle 1+2+3
	ORa ¹ [IC95%]	ORa ¹ [IC95%]	ORa ¹ [IC95%]	ORa ¹ [IC95%]
Quartier de résidence				
Revenu moyen des ménages (€/UC ²)				
Élevé (>23 332)	ref.	ref.	ref.	ref.
Intermédiaire (entre 15 830 et 23 332)	1,18 [0,65-2,15]	1,13 [0,64-2,01]	1,19 [0,60-2,36]	1,15 [0,60-2,22]
Faible (≤15 830)	1,96 [1,14-3,36]	1,79 [1,02-3,13]	1,80 [0,97-3,34]	1,67 [0,89-3,11]
Densité médicale (pour 100 000)				
Élevée (>88)	ref.	ref.	ref.	ref.
Intermédiaire (entre 44 et 88)	0,59 [0,28-1,23]	0,82 [0,45-1,50]	0,86 [0,44-1,67]	0,88 [0,46-1,69]
Faible (≤44)	0,99 [0,54-1,82]	1,08 [0,58-2,00]	1,06 [0,56-2,01]	1,14 [0,59-2,19]
Quartier de travail et d'études				
Revenu moyen des ménages (€/UC ²)				
Élevé (>27 052)		ref.		ref.
Intermédiaire (entre 18 439 et 27 052)		1,21 [0,67-2,17]		1,16 [0,65-2,08]
Faible (≤18 439)		1,56 [0,81-3,00]		1,48 [0,76-2,88]
Densité médicale (pour 100 000)				
Élevée (>120)		ref.		ref.
Intermédiaire (entre 59 et 120)		0,86 [0,52-1,43]		0,91 [0,55-1,49]
Faible (≤59)		0,59 [0,27-1,29]		0,63 [0,29-1,36]
Troisième quartier fréquenté régulièrement				
Revenu moyen des ménages (€/UC ²)				
Élevé (>26 800)			ref.	ref.
Intermédiaire (entre 18 470 et 26 800)			1,68 [0,86-3,26]	1,64 [0,55-3,17]
Faible (≤18 470)			2,25 [1,02-4,98]	2,18 [0,99-4,78]
Densité médicale (p. 100.000)				
Élevée (>171)			ref.	ref.
Intermédiaire (entre 85 et 171)			0,80 [0,35-1,81]	0,81 [0,34-1,93]
Faible (≤85)			0,53 [0,20-1,42]	0,54 [0,20-1,46]

¹ Odds ratio (OR) ajusté sur l'âge, la situation de couple, la couverture maladie, le niveau d'éducation et l'espace d'activité.

² Euros par unité de consommation des ménages.

SIRS : Santé, inégalités et ruptures sociales ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

à l'instar de ce qui avait été montré avec les données de l'enquête SIRS de 2005⁵, que les femmes dont l'espace d'activité est restreint ont un risque plus élevé d'être en retard pour ce dépistage et particulièrement celles qui, en outre, vivent dans des quartiers dont l'offre de soins est réduite. Ces résultats suggèrent que la préservation ou l'augmentation de l'offre de soins gynécologiques ambulatoires de proximité (en médecine générale ou spécialisée) est importante pour ces femmes peu mobiles, par ailleurs les plus vulnérables et les plus

défavorisées. À l'inverse, notre étude montre aussi que le recours au FCU est plus souvent adéquat chez les femmes les plus mobiles (*i.e.* celles dont l'espace d'activité n'est pas limité à leur quartier de résidence et celles qui sont « actives et mobiles »). De fait, ces femmes, qui bénéficient d'une plus grande maîtrise de l'espace et, ainsi, d'un accès accru aux ressources de santé, sont aussi celles qui sont les plus favorisées socialement. À ce titre, il importe de noter que la mobilité quotidienne est aussi bien un témoin des inégalités

sociales qu'un facteur qui peut exacerber les inégalités sociales de recours à ce soin de prévention.

Dans l'analyse du second échantillon des N2 femmes, on observe que les femmes actives et mobiles dont les destinations régulières de travail et d'activités quotidiennes sont situées dans les quartiers les plus défavorisés ont un moindre recours au FCU, et ce indépendamment de l'offre de soins. Les phénomènes de ségrégation socio-spatiale des espaces d'activité fréquentés sont donc en lien avec des comportements de recours différenciés, peut-être du fait d'interactions sociales moins propices à la connaissance, l'adoption, l'adhésion et/ou l'observance vis-à-vis de ce dépistage.

Plus généralement cette étude souligne les limites à ne considérer que le lieu de résidence dès lors qu'on cherche à mieux comprendre les mécanismes des inégalités sociales et/ou territoriales de recours aux soins constatées en Île-de-France, ou plus généralement dans tout environnement urbain^{11,12}.

D'un point de vue théorique et méthodologique, la prise en compte des effets de contexte pour mieux comprendre les inégalités infra-urbaines de santé pose des difficultés qui en font un enjeu de recherche en plein essor¹³, notamment en ce qui concerne les échelles d'analyse les plus pertinentes. L'engouement pour travailler à l'échelle la plus fine possible n'est pas systématiquement justifié : rien ne permet en effet, de justifier que ce choix soit *a priori* le plus pertinent^{14,15} puisqu'il dépend, entre autres, de la portée spatiale de chaque effet contextuel que l'on cherche à caractériser et des pratiques spatiales des individus. Il se trouve qu'en ce qui concerne notre sujet d'étude, des analyses complémentaires, mobilisant des quartiers de plus ou moins grandes tailles autour du lieu de résidence des individus, ont montré que l'échelle retenue ici (Iris + Iris adjacents) était celle qui maximisait les effets estimés¹⁰. Pour autant, en considérant des unités spatiales qui sont les mêmes pour l'ensemble de la population, on tombe dans le piège d'une approche uniforme de l'espace (ce qu'on a appelé le « *constant size neighborhood trap* »¹⁶), alors que nous avons montré que la taille des quartiers perçus varie selon la morphologie urbaine et sociale des espaces résidentiels mais aussi selon le profil sociodémographique des habitants et leurs rapports au quartier¹⁷.

Conclusion

À travers l'exemple du recours au frottis du col de l'utérus dans l'agglomération parisienne, notre étude montre comment la mobilité quotidienne peut aider à la compréhension des inégalités socio-territoriales de recours aux soins. Nos résultats mettent en lumière la situation particulière des femmes les plus défavorisées et les moins mobiles, pour lesquelles l'offre de soins de proximité semble jouer un rôle déterminant dans le recours à un dépistage médicalisé comme celui du col de l'utérus. Pour les autres, nos analyses montrent la limite de ne s'intéresser, au contraire, qu'aux seuls quartiers de résidence dans l'analyse des facteurs contextuels liés aux recours aux soins.

En milieu urbain, il est certain que les mobilités quotidiennes des populations sont telles que, d'une façon générale, l'accessibilité aux services de santé ne peut s'envisager qu'en prenant en compte les lieux d'activités quotidiens des habitants et l'effet cumulatif de ne fréquenter que des espaces peu favorisés. ■

Remerciements

Ces analyses font suite à un programme de recherche sur le dépistage des cancers féminins dans la cohorte SIRS, soutenu par l'Institut national du cancer (INCa) et l'Institut de recherche en santé publique (IReSP). L'analyse des multiples quartiers fréquentés a bénéficié du soutien de l'Agence régionale de santé (ARS) Île-de-France.

Références

- [1] Leone N, Voirin N, Roche L, Binder-Foucard F, Woronoff AS, Delafosse P, *et al.* Projection de l'incidence et de la mortalité par cancer en France métropolitaine en 2015. Rapport technique. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2015. 62 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=12753
- [2] Haute Autorité de santé. État des lieux et recommandations pour le dépistage du cancer du col de l'utérus en France. Saint-Denis: Haute Autorité de Santé; 2010. http://www.has-sante.fr/portail/jcms/c_1009772/fr/etat-des-lieux-et-recommandations-pour-le-depistage-du-cancer-du-col-de-l-uterus-en-france
- [3] Chauvin P, Parizot I. Les inégalités sociales et territoriales de santé dans l'agglomération parisienne : une analyse de la cohorte SIRS (2005). Les cahiers de l'ONZUS. Paris: Délégation interministérielle à la Ville; 2009. 105 p. <http://www.hal.inserm.fr/inserm-00415971>
- [4] Grillo F, Soler M, Chauvin P. L'absence de dépistage du cancer du col de l'utérus en fonction des caractéristiques migratoires chez les femmes de l'agglomération parisienne en 2010. *Bull Epidemiol Hebd.* 2012;(2-3-4):45-7. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=10353
- [5] 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(5):838-52.
- [6] Grillo F, Vallée J, Chauvin P. Inequalities in cervical cancer screening for women with or without a regular consulting in primary care for gynaecological health, in Paris, France. *Prev Med.* 2012;54(3-4):259-65.
- [7] Rondet C, Lapostolle A, Soler M, Grillo F, Parizot I, Chauvin P. Are immigrants and nationals born to immigrants at higher risk for delayed or no lifetime breast and cervical cancer screening? The results from a population based survey in Paris metropolitan area in 2010. *Plos One.* 2014;9:e87046. <http://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0087046>
- [8] Duport N, Salines E, Grémy I. Premiers résultats de l'évaluation du programme expérimental de dépistage organisé du cancer du col de l'utérus, France, 2010-2012. *Bull Epidemiol Hebd.* 2014;(13-14-15):228-34. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=12050
- [9] Eisinger F, Beck F, Léon C, Garnier A, Viguier J. Les pratiques de dépistage des cancers en France. In: Beck F, Gautier A, dir. *Baromètre cancer 2010*. Saint-Denis: Inpes; 2012. p. 207-38. <http://inpes.santepubliquefrance.fr/Barometres/BaroCancer2010/telechargements.asp>
- [10] Vallée J, Chauvin P. Investigating the effects of medical density on health-seeking behaviours using a multiscale approach to residential and activity spaces: results from a prospective cohort study in the Paris metropolitan area, France. *Int J Health Geographics.* 2012;11:54.

[11] Chauvin P, Parizot I, Vallée J. Les inégalités sociales et territoriales de santé en milieu urbain : enseignements de la cohorte SIRS. *Actualité et dossier en santé publique*. 2013;(82):29-32.

[12] Brondeel R, Weill A, Thomas F, Chaix B. Use of healthcare services in the residence and workplace neighbourhood: the effect of spatial accessibility to healthcare services. *Health Place*. 2014;30:127-33.

[13] Chauvin P, Vallée J. Inégalités de santé: dimensions individuelles et contextuelles. *Les Cahiers de l'IAU-idf*. 2014;(170-171):46-9. <http://www.ors-idf.org/dmdocuments/2015/cahier/N12.pdf>

[14] Vallée J, Shareck M. Re: "Examination of how neighborhood definition influences measurements of youths' access to tobacco retailers: a methodological note on spatial misclassification". *Am J Epidemiol*. 2014;179(5):660-1.

[15] Vallée J. Santé et échelles territoriales : les échelles territoriales pour diagnostiquer, comprendre et agir face aux

inégalités de santé sont-elles les mêmes ? *La Santé en Action*. 2015;(434):30-1.

[16] Vallée J, Le Roux G, Chaix B, Kestens Y, Chauvin P. The "constant size neighborhood trap" in accessibility and health studies. *Urban Stud*. 2015;52(2):338-57.

[17] Vallée J, Le Roux G, Chauvin P. Quartiers et effets de quartier. Analyse de la variabilité de la taille des quartiers perçus dans l'agglomération parisienne. *Ann Géol*. 2016; 708:119-42.

Citer cet article

Chauvin P, Traoré M, Vallée J. Mobilité quotidienne et déterminants territoriaux du recours au frottis du col de l'utérus dans le Grand Paris. *Bull Epidémiol Hebd*. 2016;(16-17):282-8. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16_17_2.html

> ARTICLE // Article

INÉGALITÉS SOCIOÉCONOMIQUES D'ACCÈS À LA VACCINATION CONTRE LES INFECTIONS À PAPILLOMAVIRUS HUMAINS EN FRANCE : RÉSULTATS DE L'ENQUÊTE SANTÉ ET PROTECTION SOCIALE (ESPS), 2012

// SOCIOECONOMIC INEQUALITIES TO ACCESSING VACCINATION AGAINST HUMAN PAPILLOMAVIRUS IN FRANCE: RESULTS OF THE HEALTH, HEALTH CARE AND INSURANCE SURVEY, 2012

Jean-Paul Guthmann¹ (jean-paul.guthmann@santepubliquefrance.fr), Camille Pelat¹, Nicolas Célant², Isabelle Parent du Chatelet¹, Nicolas Dupont¹, Thierry Rochereau², Daniel Lévy-Bruhl¹

¹ Santé publique France, Saint-Maurice, France

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

Soumis le 09.02.2016 // Date of submission: 02.09.2016

Résumé // Abstract

En France, les couvertures vaccinales (CV) du vaccin contre les papillomavirus humains (HPV) sont insuffisantes et en régression. Nous avons analysé les données de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) de 2012 afin d'explorer les facteurs socioéconomiques associés à cette vaccination et avons comparé le profil socioéconomique des jeunes filles non vaccinées par le HPV et des femmes non dépistées par frottis cervico-utérin (FCU). Les informations ont été recueillies par interview et auto-questionnaire auprès d'un échantillon aléatoire représentatif des bénéficiaires de l'Assurance maladie. Nous avons analysé d'une part les facteurs associés au dépistage par FCU chez les femmes âgées de 25-65 ans, d'autre part les facteurs associés à la vaccination HPV chez les jeunes femmes de 16-24 ans. Une sous-analyse a été réalisée sur 685 couples « filles-mères » d'un même ménage afin d'étudier l'association entre réalisation du FCU chez les mères et vaccination HPV chez les filles.

Les facteurs associés à un moindre dépistage par FCU et à une vaccination HPV insuffisante étaient le fait de ne pas disposer d'une couverture complémentaire maladie privée ($p=0,023$ et $p=0,037$, respectivement) et de vivre dans une famille à revenus faibles ($p<0,001$ et $p=0,005$, respectivement). Un faible niveau de diplôme était associé à un moindre dépistage par FCU ($p<0,001$). L'absence de dépistage de la mère par FCU dans les trois dernières années était associé à une moindre vaccination HPV chez leurs filles ($p=0,014$). Les femmes non dépistées et les jeunes femmes non vaccinées appartiennent plutôt aux catégories sociales les plus modestes. Ces jeunes femmes ont plus souvent des mères non dépistées. Elles risquent de ne bénéficier d'aucune des deux mesures de prévention du cancer du col. Les modalités actuelles de mise en œuvre de la vaccination HPV devraient être revues afin de réduire les inégalités concernant la prévention du cancer du col utérin.

In France, human papillomavirus (HPV) vaccination coverage is low and decreasing. We analysed data from the 2012 Health, Health Care and Insurance Survey with the aim of identifying socioeconomic factors associated with this vaccination. We also compared the socioeconomic profile of unvaccinated young women to that of women who do not undergo cervical cancer screening (CCS). Data were collected through interviews and

self-administered questionnaires completed by a randomized sample of health insurance beneficiaries. We analysed factors associated to CCS uptake in women aged 25-65 years old and factors associated to HPV vaccination in young women aged 16-24 years old. A sub-analysis was performed in 685 "daughter-mother" couples from the same household in order to analyse the association between participation to CCS in mothers and HPV vaccination in daughters.

Factors significantly associated both to a lower CCS uptake and to an insufficient HPV vaccination were the lack of a complementary private health insurance ($p=0.023$ and $p=0.037$, respectively) and the fact of living in a family with a low household income ($p<0.001$ and $p=0.005$, respectively). A low education level was associated to a lower CCS uptake ($p<0.001$). The absence of CCS uptake in the last three years in mothers was associated to a lower level of HPV vaccination in their daughter ($p=0.014$). Women who do not undergo CCS and HPV unvaccinated young women tend to be of modest socioeconomic status. Unvaccinated young females tend to have mothers who do not undergo CCS and are therefore at risk of benefiting from none of the two cervical cancer preventive measures. The current implementation strategy concerning HPV vaccination in France should be revised to reduce inequalities regarding cervical cancer prevention.

Mots-clés : Couverture vaccinale, Papillomavirus humain, Dépistage du cancer du col, Facteurs socioéconomiques, France

// **Keywords:** Vaccination coverage, Human papillomavirus, Cervical cancer screening, Socioeconomic determinants, France

Introduction

La vaccination des adolescentes et jeunes femmes contre les infections par les papillomavirus humains (HPV) a été recommandée par le Haut Conseil de la santé publique (HCSP) en mars 2007 en prévention du cancer du col de l'utérus¹. Jusqu'en 2012, le schéma vaccinal comportait trois doses administrées selon un schéma 0-2-6 mois ou 0-1-6 mois selon le vaccin (il sera porté à deux doses en 2014) et ciblait les adolescentes âgées de 14 ans, avec un rattrapage jusqu'à 23 ans chez les jeunes femmes n'ayant pas débuté leur vie sexuelle ou dans l'année suivant le début de leur vie sexuelle. En 2012, le groupe cible était modifié, ciblant les adolescentes entre 11 et 14 ans, avec un rattrapage jusqu'à 19 ans révolus quelle que soit l'activité sexuelle. Cette recommandation était émise en complément du dépistage du cancer du col par le frottis cervico-utérin (FCU), qui doit être réalisé tous les trois ans après deux FCU initiaux normaux effectués à un an d'intervalle². Selon différentes sources, la couverture du dépistage était estimée entre 55% (données de remboursements) et 80% (enquêtes déclaratives en population) chez les femmes dans la tranche d'âge de 25 à 65 ans, avec une moindre couverture dans les groupes de niveau socioéconomique bas³⁻⁵.

En France, la vaccination HPV est administrée quasi exclusivement en secteur libéral, au prix d'environ 110-120€ la dose selon la marque du vaccin. Le vaccin est acheté en pharmacie sous prescription médicale. Le FCU est souvent réalisé par un gynécologue au prix de 25-40€. En pratique, la quasi-totalité de la population est couverte par la sécurité sociale, qui rembourse 65% du prix du vaccin et du FCU. Les 35% restants sont remboursés par une mutuelle ou une assurance complémentaire, auxquelles sont affiliés plus de 90% de la population. La part (65%) du prix du vaccin remboursée par la sécurité sociale ne doit pas être avancée par la personne lors de l'achat, le paiement

étant effectué directement à la pharmacie par la sécurité sociale une fois que l'achat a été effectué.

L'évaluation et le suivi de la couverture vaccinale (CV) en France sont assurés par l'Institut de veille sanitaire, devenu Santé publique France en mai 2016, en collaboration avec d'autres institutions. Les données produites à partir de différentes sources⁶ sont actualisées chaque année et diffusées à travers différents canaux, notamment sur le site Internet de Santé publique France⁷. Le suivi de la CV des vaccins HPV est réalisé en routine à partir de l'échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB)⁶. Depuis sa recommandation en 2007, la vaccination des jeunes filles par le vaccin HPV est très insuffisamment mise en œuvre. Au 31 décembre 2015, moins de 15% de jeunes filles avaient reçu le schéma complet de vaccination à l'âge de 16 ans, cette proportion étant en baisse constante depuis 2011⁷. Les couvertures HPV sont, pour la France, parmi les plus basses rapportées au Centre européen pour la prévention et le contrôle des maladies (ECDC) par les pays de l'Union européenne⁸.

Dans ce contexte, il paraît essentiel de s'interroger sur les raisons qui pourraient expliquer cette CV insuffisante. Nous avons analysé les données de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) conduite en 2012 par l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes). L'objectif général de cette analyse était d'identifier des facteurs socioéconomiques et démographiques associés aux vaccinations HPV et au dépistage du cancer du col utérin par FCU. Nous avons en particulier voulu comparer, comme cela a été réalisé dans d'autres pays⁹⁻¹⁴, le profil socioéconomique des jeunes filles vaccinées par le HPV et celui des femmes dépistées par FCU afin de savoir si ces profils se recoupaient, comme cela a déjà été montré¹⁵. Enfin, nous avons analysé, au sein d'un même ménage, la relation entre vaccination HPV chez les jeunes filles et dépistage par FCU chez la mère.

Méthodes

Nous présentons les principaux aspects méthodologiques de ce travail qui ont été publiés en détail ailleurs¹⁶.

Population d'étude

L'enquête ESPS portait sur un échantillon aléatoire de personnes âgées de 18 ans ou plus affiliées à l'un des trois grands régimes de l'Assurance maladie : Caisse nationale de l'Assurance maladie des travailleurs salariés (Cnam-TS), Régime social des indépendants (RSI) et Mutualité sociale agricole (MSA), l'ensemble couvrant environ 85% de la population. En 2012, le taux de sondage était de 1/2 231^e. Le dispositif ESPS 2012 interviewait les bénéficiaires majeurs ainsi échantillonnés, ainsi que tous les membres de leurs ménages, ce qui permettait d'inclure dans l'échantillon ESPS des bénéficiaires des régimes non représentés initialement, à savoir les Sections locales mutualistes (SLM) et les régimes spéciaux. Ainsi, seuls les bénéficiaires des ménages dont l'ensemble des membres était affilié à des régimes absents de l'échantillon ESPS initial ne sont pas représentés dans cette enquête. Ils sont estimés à moins de 5% des bénéficiaires. Selon l'Irdes, l'enquête ESPS est ainsi représentative d'environ 95% des personnes vivant en ménage ordinaire, c'est-à-dire excluant les personnes en institutions (maison de retraite, services hospitaliers de long séjour, centres d'hébergement, personnes sans domicile, en prison...) de France métropolitaine¹⁶.

Informations recueillies

Des questions sur la vaccination HPV et sur le dépistage par FCU ont été incluses dans le questionnaire ESPS, qui collectait une très grande quantité d'informations. Les bénéficiaires sélectionnés ont répondu au questionnaire principal administré par l'enquêteur, par téléphone ou en face-à-face. Les informations recueillies comprenaient des informations sur le ménage et des informations individuelles concernant le bénéficiaire sélectionné et les autres membres du ménage. De plus, un auto-questionnaire a été envoyé à toute personne du ménage âgée de 15 ans et plus afin de recueillir des informations de santé non obtenues lors du questionnaire principal. Les questions relatives à la vaccination HPV (réalisation de la vaccination et nombre de doses) posées aux jeunes filles de 15 à 24 ans et celles touchant au dépistage (réalisation d'un FCU dans les 3 ou 5 ans et au-delà) posées à toutes les femmes de plus de 15 ans ont été incluses dans cet auto-questionnaire. L'enquête a été réalisée en deux vagues, la première au printemps (de mars à juin), la seconde à l'automne (de septembre à décembre), ce qui a permis de prendre en compte la saisonnalité de certaines pathologies (l'infection par le HPV n'était pas concernée par cette saisonnalité).

Analyse des données vaccinales et de dépistage

La base de données issue de l'enquête ESPS comportait 23 000 enregistrements. L'analyse sur le dépistage par FCU a porté sur 4 508 femmes âgées de 25

à 65 ans, cibles du programme de dépistage. L'analyse sur la vaccination HPV a porté sur 899 jeunes femmes de 16 à 24 ans ciblées par cette vaccination (nous avons fixé la limite inférieure de l'âge à 16 ans afin de donner une chance à une adolescente d'avoir reçu les trois doses de vaccin).

Une seconde analyse a été effectuée sur 685 paires « jeunes femmes de 16-24 ans – femmes de 25-65 ans » vivant dans le même ménage, ce qui a permis d'étudier l'association entre vaccination HPV chez les jeunes femmes (considérées comme les filles) et dépistage par FCU chez les femmes (considérées comme les mères) au sein du même ménage. Les ménages inclus dans cette analyse comprenaient une ou plusieurs jeunes filles, et une seule femme de 25-65 ans : la femme de référence (la mère la plus « probable »). Pour 23 ménages, il a fallu choisir la femme de référence parmi plusieurs femmes de 25-65 ans, puis éliminer les autres de l'analyse. Nous nous sommes pour cela aidés des liens de parentés entre la bénéficiaire tirée au sort et les autres membres du foyer. Dans quelques cas où la bénéficiaire tirée au sort était âgée de 25-65 ans, les liens de parenté n'ont pas permis de trancher : la bénéficiaire sélectionnée a alors été considérée comme la femme de référence.

Un poids de sondage a été attribué à chaque individu, redressé sur le sexe, l'âge, la taille du ménage, le régime d'assurance maladie et la couverture maladie universelle complémentaire (CMUC) par la procédure Calmar de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee)¹⁷. Les données ont été analysées par le logiciel Stata 12[®] (Statacorp, College Station, États-Unis), en utilisant la commande svy de Stata pour tenir compte du plan de sondage. Les deux principales variables à expliquer étaient le dépistage par FCU au cours des trois ans chez les femmes de 25-65 ans et la vaccination par trois doses de vaccin HPV chez les jeunes filles de 16-24 ans.

L'association entre variables à expliquer et variables socioéconomiques et démographiques a été explorée par des modèles de régression. Trente-trois variables socioéconomiques et démographiques concernant l'individu et son ménage ont été sélectionnées pour la recherche de facteurs associés. Ces variables ont été introduites dans un modèle et analysées par régression de Poisson avec variance robuste¹⁸. Les résultats ont été exprimés par des rapports de prévalence (RP) avec intervalles de confiance à 95% (IC95%). La relation entre les variables quantitatives (âge, indice de masse corporelle (IMC), revenus du ménage par unité de consommation (RUC), nombre de personnes dans le ménage) et le logarithme des variables à expliquer a été modélisée par des polynômes fractionnaires de degré 2¹⁹. Ceci permet de conserver la forme originale de la relation en ne lui imposant pas d'être linéaire, tout en évitant une catégorisation en niveaux arbitraires. Lors de l'utilisation des variables IMC et RUC dans le modèle sur le dépistage par FCU, nous avons exclu les individus dont le RUC était <100€/unité de consommation et ceux dont l'IMC était <10 ou >100 (valeurs aberrantes).

L'analyse univariée a permis de sélectionner d'abord les variables associées à la variable à expliquer au seuil de significativité de $p=0,20$. Une procédure pas-à-pas ascendante a été utilisée pour finalement ne garder dans le modèle multivarié final que les variables significativement associées à la CV ou au dépistage au seuil de $p=0,05$. Des interactions plausibles entre variables présentes dans les modèles finaux ont été testées.

Résultats

Caractéristiques de la population étudiée

Les principales caractéristiques de la population étudiée sont présentées dans le tableau 1. L'âge médian des jeunes filles de 16-24 ans était de 20 ans et celui des femmes de 25-65 ans de 47 ans.

Facteurs associés au dépistage par FCU chez les femmes de 25-65 ans

Au total, 94,6% [93,9-95,3] des femmes avaient eu au moins un dépistage antérieur par FCU. Cette couverture était de 72% [70,2-73,1] sur trois ans et de 81% [79,7-82,2] sur cinq ans. Dans le modèle multivarié final, cinq variables restaient significativement associées au dépistage par FCU sur trois ans (tableau 2). Le recours au dépistage diminuait chez les femmes ne bénéficiant pas d'une couverture complémentaire maladie privée, ayant un niveau de diplôme bas, avec la diminution du revenu du ménage et l'augmentation de l'IMC. Le recours au dépistage augmentait avec le nombre de personnes vivant dans les ménages jusqu'à 4 personnes par foyer, et diminuait au-delà.

Facteurs associés à la couverture vaccinale HPV chez les jeunes filles de 16-24 ans, analyse individuelle

Au total, 30,8% [27,4-34,4] des jeunes filles âgées de 16 à 24 ans avaient reçu trois doses de vaccin HPV. Dans le modèle multivarié final, six variables restaient significativement associées à la vaccination HPV « trois doses » (tableau 3). Les jeunes filles ne bénéficiant pas d'une couverture complémentaire maladie privée et vivant dans des ménages aux revenus faibles étaient moins bien vaccinées. Les jeunes filles ayant un profil d'alcoolisation « consommateur à risque ponctuel », ainsi que celles vivant dans un foyer dont la personne de référence était un agriculteur exploitant, étaient mieux vaccinées. La CV variait significativement avec l'âge (augmentation jusqu'à 18-19 ans puis baisse) et avec le nombre de personnes vivant dans le ménage (augmentation jusqu'à 3-4 personnes puis baisse dans les ménages plus grands).

Facteurs associés à la couverture vaccinale HPV chez les jeunes filles de 16-24 ans, analyse des paires « filles - mères »

Le modèle multivarié montrait une association au sein du ménage entre vaccination par trois doses de vaccin HPV et trois variables (tableau 4). L'absence de dépistage par FCU chez la mère dans les trois

dernières années (ainsi que dans les cinq dernières années, données non présentées) et l'absence de couverture complémentaire maladie privée chez la jeune fille étaient associées à une plus faible vaccination. La CV variait selon l'âge, avec une augmentation entre 19 et 21 ans et une diminution ensuite. À noter que la variable RUC n'était pas associée à la vaccination HPV « trois doses » dans ce modèle ($p=0,20$).

Discussion

Possibles biais

Dans notre enquête, plusieurs facteurs ont pu conduire à une surestimation de la couverture vaccinale HPV. Ceci est d'ailleurs démontré en comparant les données de notre enquête avec les estimations produites à partir des données de remboursement de vaccins⁷. Trois raisons peuvent expliquer cette surestimation. D'une part, les personnes incluses dans l'enquête appartenaient aux ménages ordinaires acceptant d'y participer, lesquelles sont susceptibles d'être en meilleure santé que la population générale et donc mieux dépistées et mieux vaccinées^{4,16}. D'autre part, les enquêtes vaccinales déclaratives peuvent également être sujettes à des biais de conformisme social, où les participants peuvent avoir tendance à répondre ce qu'ils supposent être la réponse attendue par l'enquêteur, ici le fait d'avoir été vacciné. Enfin, dans notre enquête, le statut vaccinal HPV et le nombre de doses de vaccin n'étaient pas vérifiés sur un document écrit, ce qui a pu conduire à considérer une personne comme à jour de sa vaccination HPV alors qu'elle ne l'était pas. Pour toutes ces raisons, et bien que cela n'ait pas d'impact sur les mesures d'association, les estimations de couverture vaccinale HPV doivent être interprétées avec une certaine prudence.

Une moindre vaccination et un moindre dépistage dans les milieux socioéconomiques les plus modestes

Notre étude a mis en évidence une association entre niveau socioéconomique et vaccination HPV d'une part, dépistage du cancer du col par FCU d'autre part. L'absence de couverture complémentaire maladie privée et les faibles revenus du ménage étaient en effet associés à la fois à une plus faible vaccination HPV chez la jeune fille et à un moindre recours au dépistage par FCU chez la femme, celles-ci étant aussi les moins diplômées. Ce lien a déjà été établi en France pour le dépistage^{3-5,20}, alors qu'à notre connaissance seules deux études régionales ont étudié l'association entre couverture vaccinale HPV et facteurs socio-économiques^{21,22}. Notre étude montre que les profils socioéconomiques des jeunes filles vaccinées et des femmes dépistées se recoupent et que les personnes non dépistées et non vaccinées appartiennent plutôt aux catégories sociales les plus modestes, observation ayant déjà été faite dans d'autres pays¹⁵.

Une explication possible entre condition socio-économique et dépistage par FCU/vaccination HPV

Tableau 1

Principales caractéristiques de la population enquêtée (Enquête santé et protection sociale), France, 2012

	Femmes de 25-65 ans (N=4 508)			Jeunes filles de 16-24 ans (N=899)		
	n*	Proportion estimée en %	IC95%	n*	Proportion estimée %	IC95%
Zone d'équipement et d'aménagement du territoire (Zeat) de résidence						
Région parisienne	696	15,2	14,1-16,4	166	17,1	14,4-20,1
Bassin parisien est	410	8,7	7,8-9,6	83	8,8	6,8-11,3
Bassin parisien ouest	436	9,8	8,9-10,8	77	9,5	7,4-12,0
Nord	289	6,2	5,4-7,0	72	7,1	5,5-9,2
Est	446	9,8	8,8-10,7	93	10,7	8,5-13,5
Ouest	657	14,8	13,7-16,0	122	14,2	11,7-17,1
Sud-Ouest	507	11,1	10,1-12,2	90	10,6	8,4-13,2
Sud-Est	610	14,1	13,0-15,3	104	11,4	9,2-14,0
Méditerranée	454	10,3	9,3-11,3	92	10,6	8,3-13,3
Vit en couple						
Oui	3 582	84,2	82,8-85,5	101	15,0	12,4-18,0
Non	590	15,8	14,5-17,1	760	85,0	82,0-87,6
Nombre de personnes dans le ménage						
1-2	1 760	47,5	45,8-49,1	121	22,9	19,4-26,7
3-4	2 053	41,0	39,5-42,6	477	52,1	48,2-55,9
>4	695	11,5	10,6-12,4	301	25,0	21,9-28,3
Type de ménage						
Femme seule sans enfant	336	14,3	13,0-15,8	19	5,9	3,8-9,0
Femme seule avec enfant	409	10,7	9,7-11,9	121	17,9	14,9-21,3
Couple avec ou sans enfants	3 606	72,7	71,0-74,3	726	74,2	70,2-77,7
Autre	157	2,3	1,8-2,7	33	2,0	1,3-3,1
Occupation principale de la personne interrogée						
Actif	2 954	67,1	65,6-68,5	169	21,8	18,8-25,2
Inactif	641	12,1	11,2-13,1	37	4,4	3,0-6,0
Étudiant	26	0,5%	0,3-0,8	603	63%	60,2-67,4
Retraité	489	11,3	10,3-12,3	0	0,0	-
Chômeur	395	9,0	8,1-9,9	89	9,9	7,9-12,4
Profession et catégorie socioprofessionnelle (CSP) de la personne interrogée						
Agriculteurs exploitants	70	1,2	0,9-1,5	0	0,2	0,01-0,8
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	130	2,9	2,4-3,4	1	0,2	0,1-0,9
Cadres et professions intellectuelles supérieures	490	11,5	10,5-12,6	4	0,4	0,1-1,1
Professions intermédiaires	942	22,5	21,1-23,8	35	4,7	3,1-6,7
Employés	2 143	47,4	45,8-49,0	163	20,2	17,9-24,1
Ouvriers	551	11,4	10,5-12,4	35	4,6	3,1-6,4
Retraités	3	0,0	0,0-0,1	0	0,0	-
Autres, sans activité professionnelle	179	3,1	2,6-3,6	661	69,7%	65,9-72,9
Diplôme le plus élevé obtenu						
Aucun diplôme	565	11,1	10,2-12,1	33	9,8	6,7-14,1
Primaire (CEP, Brevet, CAP/BEP...)	1 654	39,9	35,4-38,5	126	41,6	35,4-48,0
Secondaire (Bac, brevet professionnel)	779	18,2	16,9-19,4	88	31,4	25,8-37,6
Diplôme post-Bac	1 388	33,8	32,3-35,4	47	17,2	12,7-22,9
Perception de son état de santé en général						
Très bon	961	21,4	20,1-22,7	373	40,5	36,9-44,2
Bon/assez bon	3 283	73,3	71,9-74,7	510	58,2	54,4-61,7
Mauvais/très mauvais	241	5,3	4,6-6,0	12	1,3	0,7-2,4

Tableau 1 (suite)

Maladie chronique						
Oui	1 444	33,0	31,5-34,5	119	14,5	11,9-17,4
Non ou NSP	3 021	67,0	65,5-68,5	770	85,5	82,6-88,0
Tranche d'indice de masse corporelle (IMC)						
Dans la norme	2 485	57,3	55,7-58,9	653	75,0	71,4-78,0
En surpoids	1 091	23,9	22,6-25,3	92	11,1	8,9-13,7
Obèse	645	14,2	13,1-15,3	51	6,7	5,0-8,9
Maigre	186	4,6	3,9-5,3	67	7,2	5,6-9,4
Profil d'alcoolisation**						
Non consommateur	1 469	31,8	30,3-33,2	419	47,0	43,3-50,8
Consommateur sans risque	2 194	50,7	49,1-52,3	226	27,0	23,7-30,5
Consommateur à risque ponctuel	618	14,8	13,7-16,0	204	22,7	19,8-25,8
Consommateur à risque chronique et dépendant	96	2,7	2,1-3,3	27	3,3	2,1-4,9
Tabagisme						
Oui, tous les jours	1 116	26,1	24,7-27,5	212	26,2	23,0-29,6
Oui, occasionnellement	156	3,8	3,2-4,5	39	3,9	2,8-5,3
Pas du tout	3 191	70,1	68,6-71,6	633	69,9	66,3-73,2
Régime de sécurité sociale						
Régime général	3 478	78,1	76,7-79,3	584	66,7	63,0-70,1
Mutualité sociale agricole	187	3,2	2,8-3,8	33	3,0	2,0-4,4
Régime social des indépendants	200	4,5	3,9-5,2	29	3,6	2,3-5,5
Sections locales mutualistes	457	10,0	9,1-11,0	41	4,6	3,3-6,4
Autres régimes	170	4,0	3,4-4,7	51	6,9	5,0-9,5
Étudiant	11	0,2	0,0-0,3	157	15,2	12,8-17,8
Couverture maladie complémentaire privée						
Oui	3 978	89,7	88,7-90,6	749	84,8	82,0-87,3
Non ou NSP	530	10,3	9,4-11,3	150	15,2	12,6-18,0
Personne bénéficiant du RSA dans le ménage						
Oui	395	7,6	6,8-8,5	91	9,0	7,1-11,3
Non ou NSP	4 113	92,4	91,5-93,2	808	91,0	88,7-92,9
Bénéficiaire de la CMUc						
Oui	412	7,7	6,9-8,5	105	10,6	8,5-13,0
Non ou NSP	4 096	92,3	91,5-93,1	794	89,4	86,9-91,5
Perception d'aides au logement dans l'entourage						
Oui	799	17,7	16,5-19,0	253	28,5	25,1-32,2
Non ou NSP	3 709	82,3	81,0-83,5	646	71,5	67,8-74,9

*Un total des « n » dans chaque catégorie différent de 4 508 ou 899 indique des valeurs manquantes pour cette variable.

** Consommateur chez les femmes : (1) sans risque : ≤14 verres standards/semaine et jamais 6 verres ou plus en une occasion ; (2) risque ponctuel : ≤14 verres standards/semaine et 6 verres ou plus ≤1 fois/mois ; (3) risque chronique/dépendants : ≥15 verres standards/semaine ou 6 verres ou plus ≥une fois/semaine.

NSP : ne sait pas ; CMUc : couverture maladie universelle-complémentaire ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

pourrait être de nature purement économique. Il a été suggéré par exemple que, d'une part, les femmes de condition modeste fréquentent moins les médecins gynécologues et, d'autre part, que les femmes consultant un gynécologue ont une meilleure couverture de dépistage que les femmes consultant un médecin généraliste². L'hypothèse d'un lien économique est également plausible pour la vaccination HPV, la plus chère parmi celles recommandées dans le calendrier vaccinal français. Notre étude montre que les jeunes femmes non vaccinées ont une probabilité plus élevée

de ne pas être affiliées à une complémentaire santé privée remboursant les 35% du prix du vaccin non remboursé par la sécurité sociale. Un revenu insuffisant du ménage était également indépendamment associé à une vaccination insuffisante.

L'association entre moindre vaccination et moindre recours au dépistage dans les catégories sociales les plus modestes pourrait aussi s'expliquer par des raisons de type comportemental, comme par exemple un moindre accès à l'information ou un recours moins fréquent aux comportements de prévention.

Tableau 2

Variables associées au dépistage par frottis cervico-utérin (FCU) sur trois ans chez les femmes de 25 à 65 ans. Modèle multivarié ($p < 0,05$). Enquête santé et protection sociale, France, 2012

Variables	n*	Couverture du dépistage par FCU sur 3 ans % [IC95%]	Point de référence	Rapport de prévalence (RP) ajusté		
				RP	IC95%	p**
Couverture complémentaire maladie privée						
Oui	3 978	73,9 [72,4-75,4]		1,00		
Non	530	52,4 [47,6-57,1]		0,88	[0,80-0,98]	0,023
Niveau de diplôme le plus élevé						
Aucun diplôme	1 388	82,4 [80,1-84,5]		0,78	[0,70-0,86]	<0,001
Primaire	779	74,3 [70,8-77,5]		0,90	[0,85-0,95]	<0,001
Secondaire	1 654	67,1 [64,6-69,5]		0,94	[0,89-1,00]	0,043
Universitaire	565	53,3 [48,7-57,8]		1,00		
Indice de masse corporelle (IMC)[‡]						
Maigre (<18,5)	186	71,56 [64,04-78,05]	16	0,85	[0,73-0,98]	
Dans la norme ([18,5-25])	2 485	77,17 [75,32-78,92]	21,75	1,00		
En surpoids ([25-30])	1 091	69,37 [66,3-72,27]	27,5	0,90	[0,87-0,93]	
Obèse (≥30)	645	55,82 [51,6-59,95]	40	0,70	[0,62-0,78]	
Revenus du ménage par unité de consommation[‡]						
<2 000 €	2 808	68,52 [66,6-70,37]	1 000	1,00		
[2 000-4 000[€	970	80,8 [77,96-83,35]	3 000	1,16	[1,09-1,23]	
[4 000-6 000[€	87	90,06 [82,11-94,7]	5 000	1,23	[1,14-1,32]	
≥6 000 €	15	92,81 [62,87-98,99]	7 000	1,20	[1,04-1,37]	
Nombre de personnes dans le ménage[‡]						
1	336	59,03 [53,62-64,23]	1	1,00		
2	1 424	67,21 [64,64-69,67]	2	1,15	[1,10-1,21]	
3	1 034	78,35 [75,69-80,79]	3	1,27	[1,17-1,36]	
4	1 019	80,94 [78,29-83,34]	4	1,33	[1,22-1,44]	
5	490	76,36 [72,16-80,1]	5	1,32	[1,22-1,44]	
≥6	205	71,71 [70,25-73,12]	8	1,00	[0,81-1,22]	

* Un total des « n » dans chaque catégorie différent de 4 508 indique la présence de valeurs manquantes pour cette variable.

** Les valeurs statistiquement significatives ($p < 0,05$) sont en gras.

‡ Modélisation utilisant des polynômes fractionnaires. Les rapports de prévalence des valeurs centrales (points de référence) au sein de chaque groupe sont présentés.

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Une moindre vaccination des jeunes filles lorsque les mères n'ont pas été dépistées

Notre analyse a également mis en évidence une association entre vaccination HPV chez les jeunes filles et pratique du dépistage par FCU chez les mères. Les jeunes filles dont les mères n'avaient pas eu de dépistage dans les trois ans (ou dans les cinq ans, données non présentées dans cet article) avaient environ 2 fois moins de chances d'être vaccinées que les filles dont les mères avaient été dépistées. À notre connaissance, cette étude est la seule étude nationale française en population démontrant la relation entre pratiques du dépistage par FCU et vaccination HPV au sein d'une même famille. Elle confirme une étude basée sur les déclarations de médecins généralistes volontaires en Rhône-Alpes arrivant aux mêmes résultats²³. Elle montre pour la France ce que des études du même

type ont montré dans d'autres pays⁹⁻¹⁴. Nos résultats suggèrent que l'attitude des jeunes filles vis-à-vis de la vaccination HPV est liée au comportement de leur mère vis-à-vis du dépistage par FCU. Ce sont les femmes appartenant aux milieux socioéconomiques les moins favorisés qui se dépistent et se vaccinent le moins, et qui donc bénéficient globalement le moins des deux mesures de prévention du cancer du col utérin. Les raisons qui pourraient expliquer cette cohérence de comportements familiaux au sein d'un même milieu social sont discutées par Lefevre et coll.¹⁰, en s'appuyant sur certaines études publiées sur le sujet. Il pourrait s'agir des mêmes attitudes, croyances ou valeurs concernant les mesures de prévention ou la crainte du cancer du col^{24,25}, celles-ci pouvant être conditionnées par un milieu soit stimulant, soit au contraire restreignant le recours à des comportements de prévention^{26,27}. Aussi, à travers la consultation

Tableau 3

Variabes associées à la couverture vaccinale HPV « trois doses » chez les jeunes filles de 16 à 24 ans, analyse individuelle. Modèle multivarié ($p < 0,05$). Enquête santé et protection sociale, France, 2012

Variable	n*	Couverture vaccinale (CV) CV [IC95%]	Point de référence	Rapport de prévalence (RP) ajusté		
				RP	IC95%	p**
Couverture complémentaire maladie privée						
Oui	749	33,9 [30,1-37,9]		1		
Non	150	13,7 [8,10-22,0]		0,49	[0,25-0,96]	0,037
Profil d'alcoolisation						
Non consommateur	419	28,2 [23,4-33,6]		1		
Consommateur sans risque	226	27,2 [21,3-34,1]		0,90	[0,68-1,22]	0,51
Consommateur à risque ponctuel	204	44,3 [36,9-51,9]		1,41	[1,09-1,83]	0,01
Consommateur à risque chronique et dépendant	27	24,6 [11,1-45,9]		0,95	[0,43-2,09]	0,90
Profession et catégorie socio-professionnelle (PCS)						
Employé	163	24,6 [17,3-33,8]		1		
Agriculteur exploitant	0	36,9 [18,9-59,5]		2,07	[1,04-3,98]	0,04
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	1	43,6 [30,2-58,0]		1,40	[0,89-2,18]	0,14
Cadres et professions intellectuelles supérieures	4	33,1 [25,6-41,7]		1,08	[0,73-1,59]	0,69
Professions intermédiaires	35	33,4 [24,3-44,0]		1,19	[0,76-1,87]	0,45
Ouvriers	35	28,9 [23,8-34,5]		1,30	[0,93-1,83]	0,13
Autres sans activité professionnelle	661	30,3 [14,2-53,3]		2,55	[1,27-5,13]	0,01
Âge (années)[¥]						
16-18	320	36,41 [30,55-42,7]	17	1		
19-21	329	38,59 [32,89-44,61]	21	1,00	[0,82-1,22]	
22-24	250	15,49 [11,23-20,98]	23	0,37	[0,24-0,56]	
Revenus du ménage par unité de consommation[¥]						
<2000 €	652	28,51 [24,73-32,62]	1 000			0,005
[2 000-4 000[€	111	46 [35,26-57,12]	3 000	1,67	[1,23-2,28]	
[4 000-6 000[€	8	39,93 [12,55-75,49]	5 000	2,08	[1,34-3,23]	
≥6 000 €	2	55,72 [7,25-95,3]	7 000	2,36	[1,41-3,96]	
Nombre de personnes dans le ménage[¥]						
1	19	10,65 [2,662-34,2]	1	1		
2	102	29 [20,56-39,2]	2	2,29	[0,83-6,29]	
3	198	33,1 [26,47-40,48]	3	2,52	[0,77-8,25]	
4	279	37,92 [31,51-44,78]	4	2,37	[0,7-8,08]	
5	184	31,64 [24,37-39,93]	5	2,01	[0,59-6,82]	
≥6	117	18,7 [10,99-30,02]	8	0,61	[0,16-2,33]	

* Un total des « n » dans chaque catégorie différent de 899 indique la présence de valeurs manquantes pour cette variable.

**Les valeurs statistiquement significatives ($p < 0,05$) sont en gras.

¥ Modélisation utilisant des polynômes fractionnaires. Les rapports de prévalence des valeurs centrales (points de référence) au sein de chaque groupe sont présentés.

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Tableau 4

Variabes associées à la couverture vaccinale HPV « trois doses » chez les jeunes filles de 16 à 24 ans, analyse des paires « jeunes filles - mères » au sein des ménages. Modèle multivarié ($p < 0,05$). Enquête Santé et Protection Sociale, France, 2012

	n*	Couverture vaccinale (CV)	Point de référence	Rapport de prévalence (RP) ajusté	
Variable		CV [IC95%]		RP [IC95%]	p**
Couverture complémentaire maladie privée					
Oui	596	40,1 [35,7-44,8]		1	
Non	89	18,5 [10,6-30,3]		0,54 [0,32-0,91]	0,021
Dépistage par FCU chez la mère dans les 3 ans					
Oui	501	42,3 [37,5-47,9]		1	
Non	184	24,7 [17,3-34,1]		0,64 [0,45-0,92]	0,014
Âge (années)[†]					
16-18	275	41,01 [34,55-47,8]	17	1	
19-21	261	45,09 [38,65-51,7]	20	1,06 [0,87-1,29]	
22-24	149	17,61 [12,23-24,69]	23	0,46 [0,31-0,68]	

* Un total des « n » dans chaque catégorie différent de 685 indique la présence de valeurs manquantes pour cette variable.

** Les valeurs statistiquement significatives ($p < 0,05$) sont en gras.

† Modélisation utilisant des polynômes fractionnaires. Les rapports de prévalence des valeurs centrales (points de référence) au sein de chaque groupe sont présentés.

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

d'un médecin pratiquant le dépistage du cancer du col, les mères pourraient être encouragées à faire vacciner leurs filles^{24,28}. Enfin, les familles appartenant aux milieux les plus favorisés pourraient être plus réceptives à des informations ou à des campagnes de dépistage par FCU et de vaccination HPV²⁹.

Impact de santé publique et conséquences en termes de politique vaccinale HPV

Notre étude a montré que les jeunes filles appartenant aux milieux socioéconomiques les moins élevés sont les moins bien vaccinées par le vaccin HPV. Elle a également montré qu'au sein d'une même famille, lorsqu'une mère n'est pas dépistée sa fille est plus souvent non vaccinée. On peut supposer que ces filles non vaccinées, qui auront demain les mêmes comportements que leurs mères ou qui rencontreront les mêmes obstacles au dépistage que leurs mères, seront elles-mêmes non dépistées dans le futur. Ces jeunes filles sont donc à risque de ne bénéficier d'aucune de ces deux interventions, demeurant ainsi sans aucune protection vis-à-vis du cancer du col. Ceci laisse présager un probable impact limité du programme de vaccination. Dans un contexte où la couverture vaccinale HPV est très insuffisante et même en baisse en France⁷ et face aux inégalités socioéconomiques dans l'accès à cette vaccination constatées par notre étude, on peut s'interroger sur les modalités actuelles de mise en œuvre de la vaccination HPV. Si les groupes sociaux les plus modestes sont ceux qui accèdent le moins à cette vaccination, il est possible que la politique actuelle de vaccination universelle ne contribue ni à augmenter la CV ni à réduire les inégalités face à cette vaccination, inégalités qui risquent, au contraire, de se creuser davantage. ■

Références

- [1] Haut Conseil de la santé publique. Calendrier vaccinal 2007 et avis publiés depuis le calendrier vaccinal 2006. Bull Epidemiol Hebd. 2007;(31-32):271-88. http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=1582
- [2] Haute Autorité de santé. État des lieux et recommandations pour le dépistage du cancer du col de l'utérus en France. Saint-Denis: HAS; 2010. 234 p. http://www.has-sante.fr/portail/jcms/c_1009772/fr/etat-des-lieux-et-recommandations-pour-le-dépistage-du-cancer-du-col-de-luterus-en-france
- [3] Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques. L'état de santé de la population en France. Édition 2015. Paris: Drees; 2015. 502 p. <http://drees.social-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/recueils-ouvrages-et-rapports/recueils-annuels/l-etat-de-sante-de-la-population/article/l-etat-de-sante-de-la-population-en-france-edition-2015>
- [4] Duport N, Bloch J. Les pratiques du dépistage – Cancer du col de l'utérus. In: Guilbert P, Peretti-Watel P, Beck F, Gautier A, (dir.). Baromètre cancer 2005. Saint-Denis: Inpes; 2006. p. 117-56.
- [5] Eisinger F, Beck F, Léon C, Garnier A, Viguier J. Les pratiques de dépistage des cancers en France. In: Beck F, Gautier A. (dir.). Baromètre cancer 2010. Saint-Denis: Inpes; 2012. p. 207-38.
- [6] Fonteneau L, Guthmann JP, Lévy-Bruhl D. Estimation des couvertures vaccinales en France à partir de l'Échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB): exemples de la rougeole, de l'hépatite B et de la vaccination HPV. Bull Epidemiol Hebd. 2013;(8-9):72-6. http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=8818
- [7] Santé publique France. Dossier thématique Couverture vaccinale. <http://www.invs.sante.fr/Dossiers-thematiques/Maladies-infectieuses/Maladies-a-prevention-vaccinale/Couverture-vaccinale>
- [8] European Centre for Disease Prevention and Control. Introduction of HPV vaccines in EU countries – an update. Stockholm: ECDC; 2012.45 p. http://ecdc.europa.eu/en/publications/Publications/20120905_GUI_HPV_vaccine_update.pdf
- [9] Chao C, Slezak JM, Coleman KJ, Jacobsen SJ. Papanicolaou screening behavior in mothers and human papillomavirus vaccine uptake in adolescent girls. Am J Public Health 2009;99(6):1137-42.

- [10] Lefevere E, Hens N, Theeten H, Van den Bosch K, Beutels P, De Smet F, *et al.* Like mother, like daughter? Mother's history of cervical cancer screening and daughter's Human Papillomavirus vaccine uptake in Flanders (Belgium). *Vaccine*. 2011;29(46):8390-6.
- [11] Steens A, Wielders CC, Bogaards JA, Boshuizen HC, de Greeff SC, de Melker HE. Association between human papillomavirus vaccine uptake and cervical cancer screening in the Netherlands: implications for future impact on prevention. *Int J Cancer*. 2013;132(4):932-43.
- [12] Spencer Nee Pilkington AM, Brabin L, Verma A, Roberts SA. Mothers' screening histories influence daughters' vaccination uptake: an analysis of linked cervical screening and human papillomavirus vaccination records in the North West of England. *Eur J Cancer*. 2013;49(6):1264-72.
- [13] Monnat SM, Wallington SF. Is there an association between maternal pap test use and adolescent human papillomavirus vaccination? *J Adolesc Health*. 2013;52(2):212-8.
- [14] Sander BB, Vazquez-Prada M, Rebolj M, Valentiner-Branth P, Lyng E. Mothers' and their daughters' use of preventive measures against cervical cancer. *Scand J Public Health*. 2015 ;43(4):415-22
- [15] Haut Conseil de la santé publique. Vaccination contre les infections à papillomavirus humains. Données actualisées. Paris: HCSP; 2014. 31 p. <http://www.hcsp.fr/Explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=454>
- [16] Guthmann JP, Pelat C, Célant N, Parent du Chatelet I, Duport N, Rochereau T, *et al.* Déterminants socio-économiques de vaccination et de dépistage du cancer du col par frottis cervico-utérin. Analyse de l'enquête santé et protection sociale (ESPS), 2012. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2016. 55 p. <http://www.invs.sante.fr/Dossiers-thematiques/Maladies-infectieuses/Maladies-a-prevention-vaccinale/Couverture-vaccinale/Publications/Rapports>
- [17] Sautory O. La macro CALMAR. Redressement d'un échantillon par calage sur marges. Paris: Insee; 1993. 51 p.
- [18] Zou G. A modified Poisson regression approach to prospective studies with binary data. *Am J Epidemiol*. 2004;159(7):702-6.
- [19] Royston P, Ambler G, Sauerbrei W. The use of fractional polynomials to model continuous risk variables in epidemiology. *Int J Epidemiol*. 1999;28(5):964-74.
- [20] Duport N, Serra D, Goulard H, Bloch J. Quels facteurs influencent la pratique du dépistage des cancers féminins en France? *Rev Epidémiol Santé Publique*. 2008;56(5):303-13.
- [21] Ganry O, Bernin-Mereau AS, Gignon M, Merlin-Brochard J, Schmit JL. Human papillomavirus vaccines in Picardy, France: coverage and correlation with socioeconomic factors. *Rev Epidémiol Santé Publique*. 2013;61(5):447-54.
- [22] Lions C, Pulcini C, Verger P. Papillomavirus vaccine coverage and its determinants in South-Eastern France. *Med Mal Infect*. 2013;43(5):195-201.
- [23] Lutringer-Magnin D, Cropet C, Barone G, Canat G, Kalecinski J, Leocmach Y, *et al.* HPV vaccination among French girls and women aged 14-23 years and the relationship with their mothers' uptake of Pap smear screening: a study in general practice. *Vaccine*. 2013;31(45):5243-9.
- [24] Bowling A. Implications of preventive health behaviour for cervical and breast cancer screening programmes: a review. *Fam Pract*. 1989;6(3):224-31.
- [25] Tinsley BJ. Multiple influences on the acquisition and socialization of children's health attitudes and behavior: an integrative review. *Child Dev*. 1992;63(5):1043-69.
- [26] Cardol M, Groenewegen PP, Spreeuwenberg P, van DL, van den Bosch WJ, de Bakker DH. Why does it run in families? Explaining family similarity in help-seeking behaviour by shared circumstances, socialisation and selection. *Soc Sci Med*. 2006;63(4):920-32.
- [27] Cardol M, van DL, van den Bosch WJ, Spreeuwenberg P, de Bakker DH, Groenewegen PP. Striking variations in consultation rates with general practice reveal family influence. *BMC Fam Pract*. 2007;8:4.
- [28] Balas EA, Weingarten S, Garb CT, Blumenthal D, Boren SA, Brown GD. Improving preventive care by prompting physicians. *Arch Intern Med*. 2000;160(3):301-8.
- [29] Bertrand M, Mullainathan S, Shafir E. Behavioral economics and marketing in aid of decision-making among the poor. *J Publ Policy Marketing*. 2006;25:301-8.

Citer cet article

Guthmann JP, Pelat C, Célant N, Parent du Chatelet I, Duport N, Rochereau T, *et al.* Inégalités socioéconomiques d'accès à la vaccination contre les infections à papillomavirus humains en France : résultats de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS), 2012. *Bull Epidémiol Hebd*. 2016;(16-17):288-97. http://invs.sante-publiquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16-17_3.html

APPROCHE GÉOGRAPHIQUE DE LA SURVEILLANCE DU SATURNISME INFANTILE EN ÎLE-DE-FRANCE

// GEOGRAPHICAL APPROACH FOR SURVEILLANCE OF LEAD POISONING IN CHILDREN IN THE GREATER PARIS AREA, FRANCE

Medicoulé Traoré¹, Robert Garnier², Luc Ginot³, Jérôme Langrand², Pierre Chauvin¹, Stéphanie Vandentorren^{1,4}
(stephanie.vandentorren@ars.sante.fr)

¹ Sorbonne Universités, UPMC Université Paris 06, Inserm, Institut Pierre Louis d'Épidémiologie et de santé publique (IPLESP UMRS 1136), Paris, France

² Centre antipoison et de toxicovigilance de Paris, France

³ Agence régionale de santé d'Île-de-France, Paris, France

⁴ Santé publique France, Cellule d'intervention en région Île-de-France-Champagne-Ardenne, Saint-Maurice, France

Soumis le 26.01.2016 // Date of submission: 01.26.2016

Résumé // Abstract

Introduction – Ce travail a étudié la répartition géographique de l'activité de dépistage du saturnisme infantile, en regard de la densité de la population susceptible d'être exposée au plomb dans l'habitat en Île-de-France pour les périodes 2004-2005 et 2011-2012.

Méthodes – Les données mobilisées sont celles du recensement de la population (Insee), du logement du parc privé potentiellement indigne (PPPI) d'avant 1949 (Filocom) et du Système national de surveillance des plombémies de l'enfant mineur (SNSPE) en Île-de-France. Les données ont été cartographiées à l'échelle communale.

Résultats – En 2011-2012, les départements de Paris et de la Seine-Saint-Denis rassemblaient 60% des enfants âgés de 1 à 6 ans occupant un logement du PPPI construit avant 1949. Ces deux départements ont effectué 70 à 80% des activités de dépistage. Une diminution de plus de 50% des activités de dépistage et de surveillance du saturnisme infantile est observée entre les périodes 2004-2005 et 2011-2012.

Discussion – La diminution des activités de dépistage et de surveillance du saturnisme infantile est parallèle à celle du rendement du dépistage. L'abaissement du seuil de définition du saturnisme infantile à 50 µg/l en vigueur depuis juin 2015 pourrait mécaniquement augmenter le rendement et redynamiser le dépistage. La forte hétérogénéité géographique des activités de dépistage justifierait une enquête auprès des responsables institutionnels et associatifs concernés pour en identifier les causes.

Introduction – This work examined the geographical distribution of the screening of child saturnism linked to the density of population likely to be exposed to lead in their housing in the Greater Paris Area for the 2004-2005 and 2011-2012 periods

Methods – The data used and combined was from the INSEE population census (National Institute of Statistics and Economic Studies), the potentially substandard (unsuitable) housing (PSH) built before 1949 (FILOCOM), and the National Surveillance System for Child Saturnism (SNSPE) in Ile-de-France. These data were mapped at the city scale.

Results – In 2011-2012, 60% of the children aged between 1 and 6 years old living in PSH were recorded in Paris and Seine-Saint-Denis, two districts that have achieved between 70 and 80% of the screenings. A decrease of more than 50% of screening and surveillance activities in lead poisoning in children was observed between 2004-2005 and 2011-2012.

Discussion – The decreases of the child saturnism screening and surveillance are correlated to that of the screening yield. Changes in child saturnism threshold at 50 µg/l implemented since June 2015 could increase the screening yield and dynamism. The strong geographical heterogeneity of sampling practices could justify an investigation among institutional and associative representatives to identify their causes.

Mots-clés : Saturnisme, Surveillance, Dépistage, Inégalités socio-territoriales

// **Keywords**: Lead poisoning, Surveillance, Screening, Social inequalities

Introduction

Reconnu comme problème de santé publique en France dans les années 1980, le saturnisme infantile fait depuis l'objet d'actions de dépistage et de réduction des expositions chez les enfants mineurs. Le dépistage du saturnisme est ciblé par le repérage d'au moins un des facteurs de risque d'exposition au plomb, à savoir : si l'enfant habite un bâtiment construit avant 1949 (et que les peintures y sont écaillées, des travaux de rénovation ont récemment été réalisés ou si l'enfant a un comportement de pica) ou un logement datant d'avant 1955 dans une commune alimentée par une eau agressive qu'il consomme régulièrement (l'eau agressive pouvant dissoudre le plomb présent dans des canalisations anciennes) ; s'il existe dans l'entourage une autre personne intoxiquée par le plomb ; si l'enfant réside à proximité d'un site industriel à risque ; si ses parents exercent une activité professionnelle ou un loisir à risque ; si l'enfant est récemment arrivé en France¹. Cependant, la majorité de ces expositions restent dues à l'habitat².

De nombreuses études montrent que l'Île-de-France se caractérise par une forte ségrégation socio-spatiale et des inégalités sociales et territoriales marquées sur l'ensemble des indicateurs socioéconomiques, démographiques et sanitaires³. Ainsi, 157 zones urbaines sensibles franciliennes rassemblent 12% de la population, ont près de 30% de leur population âgée de plus de 15 ans sans diplôme et un parc HLM qui représente plus de 60% des habitations. Ces importantes disparités se retrouvent également sur le plan sanitaire : les taux de mortalité prématurée évitable et de mortalité infantile sont par exemple plus élevés que la moyenne régionale en Seine-Saint-Denis⁴. La région concentre la majorité des logements sur-occupés (20% *versus* 9,9% au plan national en 2010). Cette sur-occupation (définie au sens de l'Insee comme le nombre de pièces nécessaires du logement en fonction du nombre de personnes du ménage) est plus marquée dans les logements dont la personne référente est immigrée⁵. Or, la qualité du logement influence fortement l'état de santé, notamment celui des enfants. Le saturnisme infantile, lié à l'habitat dégradé et à la surpopulation, est l'une des traductions de ce risque⁶.

L'intoxication par le plomb est mesurée par la plombémie. Réglementairement, une plombémie supérieure ou égale à 100 µg/l définissait le saturnisme infantile depuis 2004⁷, mais ce seuil a été abaissé à 50 µg/l par arrêté du 8 juin 2015⁸. Dès mai 1992, une surveillance du saturnisme infantile en Île-de-France (SSSILF) a été mise en place⁹. En 2004, la surveillance des plombémies a été couplée à la déclaration obligatoire des cas de saturnisme au sein du système national de plombémie de surveillance des plombémies chez l'enfant (SNSPE)⁷. La région francilienne concentre toujours la majorité de l'activité de dépistage et des cas incidents de saturnisme infantile en France¹⁰. Depuis la mise en œuvre d'actions de réduction des expositions, la prévalence nationale a fortement diminué, passant de 2,1% en 1995 à 0,1% en 2008¹¹. Le dépistage s'est cependant ralenti progressivement : il concernait plus de 10 000 enfants prélevés pour un dépistage en 2001

contre 7 458 enfants en 2007 (dont 72% en Île-de-France). Parallèlement, le rendement de ce dépistage a diminué, passant de 24,5% en 1995 à 3,7% en 2007¹⁰. Surtout, d'importantes inégalités entre territoires persistent dans sa mise en œuvre : de nombreuses communes ne bénéficient pas de dépistage organisé et l'identification des territoires dotés de parc de logements anciens et dégradés reste incomplète. La caractérisation des territoires potentiellement concernés par le saturnisme infantile et déficitaires en dépistage reste donc un préalable requis pour réduire, à terme, les écarts constatés.

L'objectif principal de ce travail était de comparer la répartition géographique de l'activité de dépistage du saturnisme infantile, en regard de la densité de la population susceptible d'être exposée au plomb dans l'habitat en Île-de-France.

Méthodes

Les données concernant les enfants ayant bénéficié d'un dépistage sont issues de la base de données du SNSPE pour chacune des deux périodes d'étude, 2004-2005 et 2011-2012. Elles comprennent :

- le nombre total d'enfants franciliens âgés de 1 à 6 ans, pour lesquels on dispose d'au moins une plombémie, quel qu'en soit le résultat ;
- le nombre d'enfants franciliens âgés de 1 à 6 ans, dont la plombémie a été mesurée pour la première fois pendant la période considérée.

Le nombre d'enfants à risque a été estimé à partir du recensement du parc privé potentiellement indigne (PPPI). Celui-ci est décompté à partir du Fichier des logements de l'Insee à l'échelle communale (Filocom) selon deux critères : le bas niveau de classement cadastral et le bas niveau de revenu des ménages occupants. La méthode de repérage du PPPI repose sur l'hypothèse qu'un logement a plus de risque de ne pas avoir été profondément amélioré ou réhabilité depuis 1970 et d'avoir un classement cadastral initial toujours valable s'il est aujourd'hui occupé par un ménage à revenus modestes. Sont donc considérés comme « potentiellement indignes » les logements de catégories cadastrales initiales 6, 7 ou 8 (considérés initialement comme de qualité médiocre à délabrée) et qui sont aujourd'hui occupés par des ménages à bas revenus¹².

Parmi différents indicateurs calculés par la Direction régionale et interdépartementale de l'hébergement et du logement (DRIHL) à l'échelle de chaque commune ou arrondissement parisien, nous avons pris en compte le nombre et la proportion de logements potentiellement indignes construits avant 1949 et le nombre d'enfants de moins de 6 ans demeurant dans ce type d'habitat.

L'échelon communal étant le plus fin auquel les données de plombémie étaient disponibles, cette échelle a été l'unité territoriale retenue.

Les analyses ont été effectuées sur Excel®, Phil Carto-Phil Digit® et ArcGis®. Lorsque le code postal de domicile de l'enfant manquait, il a été remplacé

par celui du prescripteur de la plombémie (17 enfants sur la période 2004-2005).

Résultats

Répartition de l'activité de surveillance du saturnisme infantile

Les figures 1 et 2 montrent la répartition du pourcentage d'enfants résidant dans un logement PPPI et l'effectif des plombémies réalisées dans les différentes communes de la région francilienne, de Paris et de la petite couronne pour la période 2011-2012.

Dans Paris, trois arrondissements concentraient à eux seuls 50% des enfants résidant dans un logement PPPI : le 18^e (24,3%), le 11^e (13,4%) et le 19^e (12,3%). Paris 18^e (470 enfants), Paris 17^e (273) et Paris 19^e (273) réalisaient 50% des plombémies.

Dans les Hauts-de-Seine, cinq communes concentraient la majorité des enfants résidant dans un logement PPPI (55,9%) : Clichy (15,0%), Asnières-sur-Seine (12,9%), Colombes (12,6%), Levallois-Perret (5,3%) et Bois-Colombes (5,1%). Asnières-sur-Seine,

Gennevilliers et Clichy représentaient à elles seules 50% de l'effectif des plombémies réalisées.

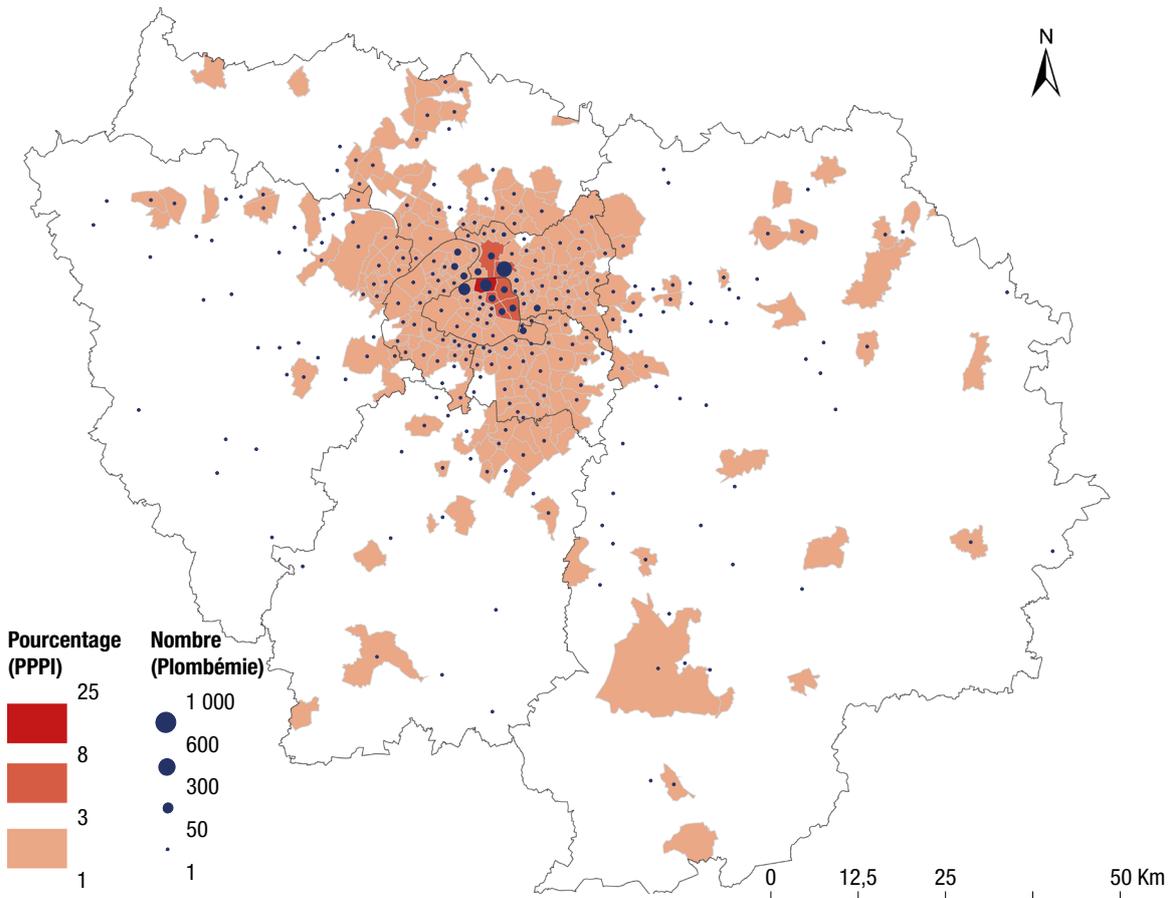
En Seine-Saint-Denis, cinq communes concentraient la majorité des enfants résidant dans un logement PPPI (52,2%) : Aubervilliers (14,7%), Saint-Denis (14,7%), Pantin (8,4%), Saint-Ouen (7,3%) et Montreuil (7,0%). C'est également dans ces communes, excepté Saint-Ouen, qu'étaient réalisées la majorité des plombémies (66,1%) : Aubervilliers (661), Saint-Denis (349), Pantin (251) et Montreuil (197).

Dans le Val-de-Marne, cinq communes enregistraient la plus forte concentration des enfants résidant dans un logement PPPI (51,1%) : Ivry-sur-Seine (16,6%), Villeneuve-Saint-Georges (12,1%), Vitry-sur-Seine (8,9%), Choisy-le-Roi (6,8%) et Alfortville (6,6%). C'est dans ces mêmes communes, excepté Choisy-le-Roi, qu'étaient réalisées la majorité des plombémies (52,3%) : Ivry-sur-Seine (85), Vitry-sur-Seine (42), Alfortville (40) et Villeneuve-Saint-Georges (39).

En Seine-et-Marne, sept communes concentraient à elles seules 51,8% des enfants résidant dans un logement PPPI : Melun (10,4%), Meaux (9,9%), Montereau-Fault-Yonne (8,4%), Chelles (8,1%), Villeparisis (5,3%), Mitry-Mory (5,2%) et Lagny-sur-Marne (4,5%).

Figure 1

Pourcentage d'enfants habitant dans un logement PPPI* et effectifs de plombémies réalisées dans les communes d'Île-de-France, 2011-2012

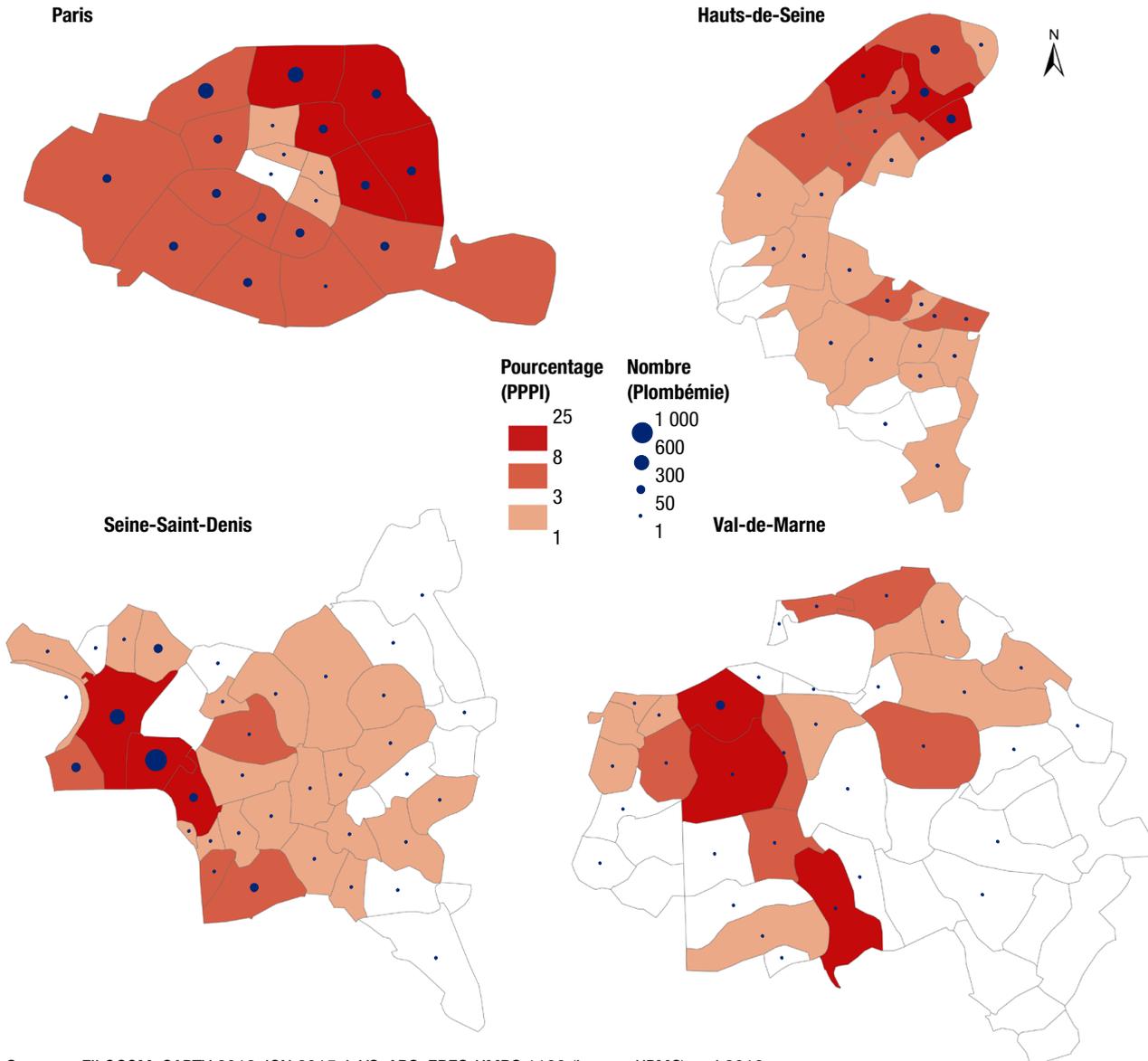


Sources : FILOCOM, CAPTV 2012, IGN 2015, InVS, ARS, ERES-UMRS 1136 (Inserm-UPMC) mai 2016.

* Logement PPPI : logement du parc privé potentiellement indigne.

Figure 2

Pourcentage d'enfants habitant dans un logement PPPI* et effectifs de plombémies réalisées dans Paris et la petite couronne, 2011-2012



Sources : FILOCOM, CAPTV 2012, IGN 2015, InVS, ARS, ERES-UMRS 1136 (Inserm-UPMC) mai 2016.

* Logement PPPI : logement du parc privé potentiellement indigne.

Lagny-sur-Marne (15 enfants), Chelles (9), Roissy-en-Brie (6), Melun (4), Esbly (4), Pontault-Combault (4), Brie-Comte-Robert (4), Dampmart (4), Meaux (3), La Ferté-sous-Jouarre (3), Ozoir-la-Ferrière (3) et Pomponne (3) représentaient à elles seules 52,1% de l'effectif des plombémies réalisées.

Dans les Yvelines, sept communes concentraient à elles seules 53,4% des enfants résidant dans un logement PPPI : Houilles (11,2%), Mantes-la-Jolie (10,4%), Versailles (8,9%), Les Mureaux (7,4%), Sartrouville (5,5%), Maisons-Laffitte (5,0%) et Mantes-la-Ville (5,0%). Saint-Germain-en-Laye (22 enfants), Versailles (17), Conflans-Sainte-Honorine (7), Rambouillet (7), Poissy (6), Mantes-la-Jolie (5) et Limay (5) représentaient à elles seules 54,3% de l'effectif des plombémies réalisées.

En Essonne, sept communes concentraient à elles seules 56,9% des enfants résidant dans un logement

PPPI : Corbeil-Essonnes (19,2%), Athis-Mons (10,3%), Ris-Orangis (6,4%), Etampes (6,1%), Montgeron (5,3%), Vigneux-sur-Seine (4,9%) et Juvisy-sur-Orge (4,9%). Evry (7 enfants), La-Ville-du-Bois (6), Breuillet (3) et Massy (3) représentaient à elles seules 45,2% de l'effectif des plombémies réalisées.

Dans le Val-d'Oise, cinq communes concentraient à elles seules 50% des enfants résidant dans un logement PPPI : Argenteuil (31,4%), Bezons (5,5%), Pontoise (4,3%), Sarcelles (4,3%) et Goussainville (4,0%). Argenteuil (11 enfants), Pontoise (11), Bezons (9), Saint-Witz (7) et Garges-lès-Gonesse représentaient 51,2% de l'effectif des plombémies réalisées.

L'évolution des activités de surveillance du saturnisme infantile (tableau) montre une diminution du nombre d'enfants ayant bénéficié d'une plombémie :

Évolution de l'activité de surveillance du saturnisme infantile en Île-de-France pour les périodes 2004-2005 et 2011-2012

Département	2004-2005			2011-2012		
	PPPI* (n)	Pb** (n)	Primodépistés*** (n)	PPPI (n)	Pb (n)	Primodépistés (n)
Paris	12 405	5 986	4 518	11 261	20 63	1 570
Seine-et-Marne	965	43	41	1 276	119	116
Yvelines	735	342	324	736	127	124
Essonne	741	192	178	672	42	36
Hauts-de-Seine	4 583	876	716	4 602	507	435
Seine-Saint-Denis	11 404	4 272	3 002	10 551	2 207	1 496
Val-de-Marne	5 121	683	544	5 248	398	340
Val-d'Oise	1 944	360	302	1 946	84	74
Total	37 898	12 754	9 625	36 292	5 547	4 191

* PPPI : Enfants de moins de 6 ans habitant un logement du parc privé potentiellement indigne (PPPI) construit avant 1949.

** Pb : Enfants pour lesquels on dispose d'au moins une plombémie pendant la période considérée.

*** Primodépistés : désigne les enfants dont la plombémie a été mesurée pour la première fois pendant la période considérée.

ce nombre est passé de 12 754 enfants en 2004-2005 à 5 547 enfants en 2011-2012, soit une diminution bien plus importante (-56,5%) que celle du nombre des enfants à risque (-4,2%).

Discussion

Ce travail exploratoire comporte certaines limites, dont les principales tiennent à la fluctuation territoriale du classement de chaque local d'habitation par les services fiscaux et aux limites de la définition de l'indicateur PPPI¹². Celui-ci est considéré comme fiable pour hiérarchiser les territoires à risque d'habitat dégradé, mais il surestime probablement le volume de ce parc, d'autant plus qu'il est peu adapté au suivi longitudinal (en particulier à cause de la faible mise à jour du classement cadastral). Le PPPI est un indicateur global qui ne renseigne pas la composition des ménages. Sa diminution peut donc ne concerner que certaines tranches d'âges. Enfin, ce travail prend en compte uniquement le risque de saturnisme infantile lié à l'exposition à un habitat dégradé.

Malgré ces limites, ces résultats soulignent la répartition hétérogène, d'une commune à l'autre, des enfants résidant dans un logement du PPPI construit avant 1949 au sein de la région francilienne. Deux départements se détachent nettement des autres et continuent d'être les principaux concernés par le risque de saturnisme infantile. Pendant les deux périodes d'étude, Paris et la Seine-Saint-Denis rassemblaient à eux seuls environ 60% des enfants à risque de la région. Au sein même de ces deux départements, certains territoires de Paris (le 18^e arrondissement) et de Seine-Saint-Denis (Aubervilliers) apparaissent particulièrement exposés. Une poursuite de ce travail à un maillage territorial plus fin est envisagée dans ces territoires. Ce premier travail exploratoire pourrait également être poursuivi en collaboration avec les Délégations territoriales de l'Agence régionale de santé les plus concernées en caractérisant de façon

plus fine le logement de ces enfants dépistés, notamment par la prise en compte des éléments recueillis par l'enquête environnementale sur les cas de saturnisme.

La distribution de l'activité de dépistage du saturnisme est concentrée dans ces mêmes départements (70 à 80% de cette activité, pendant les deux périodes d'étude). Par ailleurs, les pratiques de dépistage ont diminué de moitié entre 2004-2005 et 2011-2012, cette décroissance étant observée dans tous les départements. Certaines communes ont encore une activité de dépistage faible malgré une forte concentration d'enfants à risque.

Cette faible activité de dépistage incite à en questionner les causes. Une enquête auprès des responsables institutionnels ou associatifs et des personnes concernées par le dépistage est souhaitable pour identifier les difficultés, au-delà des analyses de la Conférence de Consensus de Lille¹³ et de l'expertise collective de l'Inserm¹⁴, mais aussi les leviers locaux disponibles. Une des causes généralement avancées de la diminution du dépistage ciblé (et globalement de toute l'activité de surveillance) du saturnisme infantile en France est la baisse de son rendement. Ce rendement, défini par le pourcentage d'enfants avec une plombémie supérieure au seuil par rapport au nombre total d'enfants prélevés (en éliminant ceux dont on sait déjà que leur plombémie était supérieure au seuil auparavant) est passé de près de 25% au milieu des années 1990 à un peu plus de 3% en 2011-2012. Certains acteurs l'assimilent à une éradication de la pathologie qui peut en effet démobiliser les équipes. De ce point de vue, on pourrait s'attendre à ce que l'abaissement récent du seuil définissant le saturnisme infantile⁸ redynamise les pratiques de dépistage : nous avons calculé qu'au seuil de 50 µg/l, le rendement du dépistage atteindrait plus de 12%, soit 4 fois plus élevé, et cela pourrait permettre une meilleure appropriation, par les acteurs du dépistage, des connaissances récentes des effets des basses imprégnations. ■

Références

- [1] Direction générale de la santé. Guide pratique. L'intoxication par le plomb de l'enfant et de la femme enceinte : Dépistage. Prise en charge. 2006. 31 p. http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/guide_depistage_saturnisme.pdf
- [2] Bretin P, Cuesta J, Delour M, Faibis I, Garnier R, Ginot L, *et al.* Dix ans de surveillance du saturnisme de l'enfant en Île-de-France. *Bull Epidemiol Hebd.* 2004;(8):30-2. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=6003
- [3] Chauvin P, Parizot I. Les inégalités sociales et territoriales de santé dans l'agglomération parisienne : une analyse de la cohorte Sirs (2005). Paris: Les Cahiers de l'ONZUS. Délégation ministérielle à la ville. 2009. 105 p. https://hal.inria.fr/file/index/docid/415971/filename/Chauvin_Parizot_DIV_Onzus_2009.pdf
- [4] Observatoire régional de santé Île-de-France. La santé observée en Seine-Saint-Denis. <http://www.ors-idf.org/index.php/fr/publications/tableaux-de-bord-indicateurs-de-sante/chiffres-departementaux/661-la-sante-observee-en-seine-saint-denis-mise-a-jour-de-18-fiches-donnees-2014>
- [5] Perrel C. 560 000 ménages franciliens vivent dans des logements trop petits. Île-de-France Faits et Chiffres (Insee). 2013; (305):3 p. http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?reg_id=20&ref_id=20118
- [6] Etchevers A, Glorennec P, Le Strat Y, Lecoffre C, Bretin P, Le Tertre A. Screening for elevated blood levels in children: assessment of criteria and a proposal for new ones in France. *Int J Environ Res Public Health.* 2015;12:15366-78.
- [7] Ministère de la Santé et de la Protection sociale. Direction générale de la santé. Circulaire DGS/2004/185 du 21 avril 2004 relative à la surveillance nationale du saturnisme chez l'enfant mineur. <http://i.ville.gouv.fr/index.php/reference/2364/circulaire-n-dgs-2004-185-du-21-avril-2004-relative-a-la-surveillance-nationale-du-saturnisme-chez-l-enfant-mineur>
- [8] Ministère des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes. Arrêté du 8 juin 2015 modifiant le modèle de la fiche de notification figurant à l'annexe 27 de l'arrêté du 22 août 2011 relatif à la notification obligatoire des maladies infectieuses et autres maladies mentionnées à l'article D. 3113-7 du code de la santé publique (JORF n° 0137 du 16 juin 2015). http://social-sante.gouv.fr/fichiers/bo/2015/15-07/ste_20150007_0000_0042.pdf
- [9] Rousseau-Giral AC, Tricard D, Crepey G. Lutte contre le saturnisme infantile lié à l'habitat indigne : analyse du dispositif dans trois départements d'Île-de-France. Paris: Igas, Juin 2004. 243 p. <http://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/044000235/index.shtml>
- [10] Lecoffre C, Provini C, Bretin P. Dépistage du saturnisme chez l'enfant en France de 2005 à 2007. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2010. 61 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=651
- [11] Etchevers A, Lecoffre C, Le Tertre A, Le Strat Y, de Launay C, Berat B, *et al.* Imprégnation des enfants par le plomb en France en 2008-2009. *BEHWeb.* 2010;(2). http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=693
- [12] Agence nationale de l'habitat. Note méthodologique relative au PPPI. Nouvelle définition : Intérêts et précautions d'emploi. Paris : Agence nationale de l'habitat, 2010. 22 p.
- [13] Agence nationale d'accréditation et d'évaluation en santé. Intoxication par le plomb de l'enfant et de la femme enceinte Prévention et prise en charge médico-sociale. Conférence de consensus, 5 et 6 novembre 2003. Paris: Anaes; 2003. 33 p. http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/Saturnisme_court.pdf
- [14] Plomb dans l'environnement : quels risques pour la santé ? Paris: Inserm (coll. Expertises collectives), 1999. 461 p.

Citer cet article

Traoré M, Garnier R, Ginot L, Langrand J, Chauvin P, Vandentorren S. Approche géographique de la surveillance du saturnisme infantile en Île-de-France. *Bull Epidemiol Hebd.* 2016;(16-17):298-303. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16-17_4.html

USAGE DE SUBSTANCES PSYCHOACTIVES DES CHÔMEURS ET DES ACTIFS OCCUPÉS ET FACTEURS ASSOCIÉS : UNE ANALYSE SECONDAIRE DU BAROMÈTRE SANTÉ 2010

// PSYCHOACTIVE SUBSTANCE USE BY UNEMPLOYED AND EMPLOYED PEOPLE AND RELATED FACTORS: A SECONDARY ANALYSIS OF THE 2010 HEALTH BAROMETER, FRANCE

Romain Guignard¹ (romain.guignard@santepubliquefrance.fr), Viêt Nguyen-Thanh¹, Raphaël Andler¹, Jean-Baptiste Richard¹, François Beck^{2,3}, Pierre Arwidson¹

¹ Santé publique France, Saint-Maurice, France

² Observatoire français des drogues et des toxicomanies (OFDT), Saint-Denis, France

³ Sorbonne Universités, UPMC Université Paris 06, Inserm, Institut Pierre Louis d'Épidémiologie et de santé publique (IPLESP UMRs 1136), Équipe de recherche en épidémiologie sociale (ERES), Paris, France

Soumis le 15.01.2016 // Date of submission: 01.15.2016

Résumé // Abstract

Les consommations régulières ou problématiques de substances psychoactives sont plus fréquentes chez les demandeurs d'emploi que chez les actifs occupés. Afin d'identifier les populations auprès desquelles intervenir prioritairement et les leviers possibles, il est nécessaire de connaître les facteurs associés à ces usages. Cette étude a consisté en une analyse secondaire des données du Baromètre santé 2010, enquête nationale conduite auprès d'un large échantillon représentatif de la population française, concernant les usages du tabac, de l'alcool et du cannabis.

Les chômeurs dont le niveau de diplôme était inférieur au baccalauréat et, chez les hommes, les ouvriers, étaient les plus nombreux à fumer du tabac. Au sein des demandeurs d'emploi, la consommation d'alcool à risque apparaissait particulièrement importante parmi les plus jeunes et parmi les hommes de 45-54 ans. Alors que, pour les hommes, l'usage d'alcool à risque était plus fréquent parmi ceux n'ayant pas le baccalauréat, pour les femmes, ce sont les cadres et professions intellectuelles supérieures qui avaient les pratiques les plus risquées d'un point de vue sanitaire. L'usage régulier de cannabis, qui concernait principalement les plus jeunes, était associé à un faible niveau de diplôme et à la catégorie des ouvriers chez les hommes sans emploi. Les chômeurs ayant subi des violences et ceux en souffrance psychologique avaient des pratiques addictives plus marquées, sans que l'on ne puisse distinguer ce qui relevait d'un effet de contexte d'un lien de cause à effet.

Quelle que soit la nature du lien entre chômage et usage de substances psychoactives, la population des demandeurs d'emploi doit faire l'objet d'une offre préventive ciblée.

The rates of regular or problematic use of psychoactive substances are higher among the unemployed than among the employed. In order to identify specific populations to target and possible levers in terms of prevention, it is necessary to monitor the factors associated with this use. This study is a secondary analysis of the 2010 Health Barometer, a national survey conducted among a broad representative sample of the French population, regarding the use of tobacco, alcohol and cannabis.

Unemployed people whose educational level is lower than high school and among men, manual workers, are the most likely to smoke tobacco. Among the unemployed, harmful alcohol consumption is particularly high among young people for both genders and among men aged 45-54. Although for men harmful alcohol use is more common among those who did not finish high school, for women executive and superior managers have the most risky health practices. Regular cannabis use, which mainly concerns young people, is associated with a low level of education and the fact of being an unemployed manual worker. Unemployed persons who have suffered from violence and those presenting psychological problems are more likely to have addictive behaviors, even if one cannot distinguish a causal relationship from a background effect.

Whatever the nature of the link between unemployment and the use of psychoactive substances, the population of the unemployed is clearly identifiable and reachable for preventive services.

Mots-clés : Tabac, Alcool, Cannabis, Chômeur, Catégorie socioprofessionnelle, Enquête en population générale
// Keywords: Smoking, Alcohol, Cannabis, Unemployed people, Socio-professional category, General population survey

Introduction

En France, le taux de chômage est en augmentation depuis 2008, en lien avec le ralentissement de l'activité économique qu'a connu le pays depuis cette date¹. Les demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi représentaient ainsi, au premier trimestre 2016, environ 10% de la population active en France métropolitaine. Ce constat rend très importantes les études portant sur les demandeurs d'emploi, population cumulant plusieurs facteurs de vulnérabilité. Les études portant sur la santé des demandeurs d'emploi ont en effet mis en évidence des indicateurs de santé dégradés², notamment en ce qui concerne la santé mentale³ et les usages de substances psychoactives⁴. Par ailleurs, en France, une récente analyse a montré un lien entre taux de suicide et taux de chômage, en particulier chez les hommes en âge de travailler⁵. Concernant les usages de substances psychoactives, le besoin d'études et d'interventions spécifiques est rappelé dans le cadre du Plan gouvernemental de lutte contre les drogues et les conduites addictives 2013-2017⁶. Les consommations de tabac, d'alcool et de drogues illicites sont en effet des déterminants importants de la santé, responsables avérés du développement de maladies chroniques ou de la survenue d'accidents et de problèmes de santé ponctuels. Or, les données d'enquêtes en population générale, telles que le Baromètre santé de l'Inpes⁽¹⁾, ont montré que les consommations régulières ou problématiques de ces produits étaient plus élevées chez les demandeurs d'emploi que chez les actifs occupés⁷. En 2014, la prévalence du tabagisme quotidien était ainsi bien plus élevée chez les demandeurs d'emploi (48,2%) que chez les actifs occupés (30,4%)⁸. En 2010, les ivresses répétées dans l'année (au moins trois fois) touchaient 14,0% des chômeurs contre 8,2% des actifs occupés, et l'usage de cannabis dans l'année concernait 14,9% des chômeurs contre 6,7% des actifs occupés⁷.

Afin de bâtir des stratégies d'interventions visant à réduire les inégalités de santé entre actifs occupés et demandeurs d'emploi, il est nécessaire de connaître les facteurs associés à ces consommations, permettant d'identifier à la fois les freins/leviers possibles et les populations auprès desquelles intervenir prioritairement. Les populations cibles peuvent notamment être appréhendées au regard de leurs caractéristiques sociodémographiques. Par ailleurs, le lien entre usages de substances psychoactives et violences subies a été démontré⁹, de même que le lien avec une santé mentale dégradée¹⁰. Ces contextes peuvent constituer des freins à la réduction des consommations sur lesquels il est possible d'agir.

Cet article vise à faire le point sur le lien entre usages de substances psychoactives et facteurs sociodémographiques, violences subies et détresse psychologique parmi les chômeurs et les actifs occupés, à partir d'une analyse secondaire des données du

Baromètre santé 2010, enquête nationale conduite auprès d'un large échantillon représentatif de la population française.

Méthodes

Méthode d'enquête

Les Baromètres santé sont des sondages aléatoires à deux degrés (ménage puis individu), réalisés de manière répétée depuis 1992 à l'aide du système de Collecte assistée par téléphone et informatique (CATI), qui explorent les comportements et attitudes de santé des Français^{11,12}. Le terrain de l'enquête 2010, confié à l'institut GfK-ISL, s'est déroulé du 22 octobre 2009 au 3 juillet 2010.

Pour faire face à l'abandon du téléphone filaire au profit du mobile par une partie de la population présentant des caractéristiques particulières en termes de comportements de santé^{13,14}, un échantillon de 2 944 individus issus de ménages joignables uniquement sur téléphone mobile a été interrogé en plus des 24 709 individus possédant une ligne fixe à leur domicile (dont 1 104 en dégroupage total, interrogés à partir de leur mobile). L'échantillon comprenait ainsi 27 653 individus âgés de 15 à 85 ans. Le taux de refus était, pour l'échantillon des mobiles comme pour celui des fixes, de l'ordre de 40%. La passation du questionnaire durait en moyenne 32 minutes. Les données ont été pondérées par l'inverse de la probabilité d'inclusion du répondant, déterminée à partir du nombre de lignes téléphoniques et du nombre d'individus éligibles dans le ménage. Elles ont ensuite été redressées sur la structure de la population issue de l'enquête emploi 2008 en termes de sexe, d'âge, de taille d'agglomération, de région, de niveau de diplôme et d'équipement téléphonique. La méthodologie détaillée de l'enquête, ainsi que le questionnaire, sont disponibles en ligne¹⁵.

Variables

La situation professionnelle a été recueillie sur un mode déclaratif à partir d'une liste de modalités citées par l'enquêteur (actif travaillant actuellement, chômeur, retraité, étudiant, au foyer). Il n'était pas nécessaire d'être inscrit à Pôle emploi pour se déclarer « chômeur ».

Trois comportements d'usages ont été étudiés dans cette analyse. Le tabagisme régulier ou quotidien correspond au fait de déclarer fumer du tabac tous les jours ou à la déclaration d'une quantité de cigarettes, cigares, cigarillos ou pipes fumés par jour. La consommation d'alcool à risque a été déterminée à partir du score Audit¹⁶, les individus avec un score supérieur ou égal à 7 chez les hommes et à 6 chez les femmes étant considérés comme consommateurs à risque. L'usage régulier de cannabis correspond à au moins 10 usages de cannabis au cours des 30 derniers jours.

Les variables sociodémographiques suivantes ont été recueillies : le sexe, l'âge, le niveau de diplôme le plus

⁽¹⁾ Devenu Santé publique France depuis mai 2016.

élevé (aucun, <Bac, Bac, >Bac), le niveau de revenu du foyer par unité de consommation (UC) et la catégorie socioprofessionnelle (PCS) de l'individu en cinq classes : agriculteurs exploitants, artisans, commerçants, chefs d'entreprise ; cadres et professions intellectuelles supérieures ; professions intermédiaires ; employés ; ouvriers. Pour la PCS, les retraités ont été recodés dans leur dernière profession et les agriculteurs exploitants ont été regroupés avec les artisans, commerçants et chefs d'entreprise car leur effectif était faible.

Les violences subies au cours des 12 derniers mois concernaient les coups reçus, les menaces verbales, les regards ou paroles méprisants ou humiliants et les vols ou tentatives de vols. Les violences sexuelles (attouchements, rapports forcés et tentatives d'attouchements ou de rapports forcés) ont été recueillies au cours de la vie. La détresse psychologique a été mesurée à partir du MH-5, une sous-échelle de l'échelle de qualité de vie SF-36¹⁷ en cinq questions. Par convention, les répondants ayant un score strictement inférieur à 56 étaient considérés en état de détresse psychologique.

Analyses

L'analyse a été restreinte aux 16 586 chômeurs et actifs occupés âgés de 16 à 64 ans. Les prévalences d'usage de substances psychoactives ont été comparées dans les deux populations au moyen du test du Chi² de Pearson, dans l'ensemble et par sexe. Les odds ratios associés à la situation de chômage provenaient de régressions logistiques ajustées sur le sexe, l'âge, le niveau de diplôme, le niveau de revenu par UC, la PCS de l'individu, les violences

sexuelles subies au cours de la vie, les autres types de violences subies dans les 12 derniers mois et la détresse psychologique. Enfin, l'analyse des facteurs associés aux usages de substances psychoactives a été stratifiée selon la situation professionnelle et le sexe : les pourcentages ont été obtenus par analyses bivariées et les odds ratios par régressions logistiques multivariées incluant l'ensemble des variables précédemment décrites.

Résultats

Prévalence des usages de substances psychoactives

Quelle que soit la situation professionnelle, les prévalences des usages de substances psychoactives se sont révélées plus élevées parmi les hommes que parmi les femmes. D'autre part, les chômeurs se distinguaient des actifs occupés par des niveaux d'usage de substances psychoactives nettement supérieurs (tableau 1). Ainsi, en 2010, 51,1% d'entre eux déclaraient fumer quotidiennement (contre 33,5% des actifs occupés), 24,7% avaient une consommation d'alcool à risque (contre 15,2%) et 6,3% déclaraient une consommation régulière de cannabis (contre 1,7%). Le lien observé entre chômage et usage de substances psychoactives persistait après ajustement sur les caractéristiques sociodémographiques, les violences subies et la détresse psychologique. Il a été établi chez les hommes comme chez les femmes, sauf dans le cas de l'usage régulier de cannabis, qui s'est avéré non significatif chez les femmes après contrôle des effets de structure.

Tableau 1

Prévalence des usages de substances psychoactives au cours des 12 derniers mois selon la situation professionnelle et le sexe. Odds-ratios associés à la situation de chômage, 16-64 ans, Baromètre santé 2010, France (N=16 586)

		Travail (n=14 756)	Chômage (n=1 830)	p-value ¹	OR chômage vs travail [IC95%] ²
Tabagisme régulier	Ensemble	33,5%	51,1%	***	1,5*** [1,3-1,7]
	Hommes	36,4%	56,4%	***	1,7*** [1,4-2,0]
	Femmes	30,3%	45,4%	***	1,3*** [1,2-1,6]
Consommation d'alcool à risque	Ensemble	15,2%	24,7%	***	1,5*** [1,3-1,7]
	Hommes	22,8%	35,1%	***	1,4*** [1,2-1,7]
	Femmes	7,0%	13,8%	***	1,6*** [1,3-2,0]
Cannabis régulier	Ensemble	1,7%	6,3%	***	2,3*** [1,7-3,0]
	Hommes	2,7%	9,4%	***	2,5*** [1,8-3,5]
	Femmes	0,7%	2,9%	**	1,6 [0,9-3,0]

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

¹ Significativité du test du Chi² d'indépendance (Pearson) entre la situation professionnelle et les usages de substances psychoactives.

² Odds-ratios (OR) ajustés sur l'âge, le niveau de diplôme, le niveau de revenu par UC, la PCS de l'individu, les violences sexuelles subies au cours de la vie, les autres types de violences subies dans les 12 derniers mois et la détresse psychologique (ainsi que sur le sexe pour l'analyse sur l'ensemble de l'échantillon).

** p<0,01 ; *** p<0,001

Facteurs associés à l'usage de substances psychoactives

Tabagisme régulier

La prévalence du tabagisme régulier diminuait avec l'âge quels que soient le sexe et la situation professionnelle, mais de manière plus tardive parmi les chômeurs. Un niveau de diplôme plus élevé apparaissait comme un facteur protecteur du tabagisme, alors qu'aucun lien n'était observé avec le revenu par UC. Les hommes ouvriers (chômeurs et actifs occupés) étaient plus souvent fumeurs, ce qui n'était pas le cas parmi les femmes après ajustement sur les autres variables. Le fait d'avoir subi des violences et la détresse psychologique étaient globalement associés au tabagisme, de manière plus ou moins nette selon le sexe ou la situation professionnelle (tableau 2).

Consommation d'alcool à risque

La consommation d'alcool à risque diminuait globalement dès l'âge de 26 ans, la seule exception étant parmi les hommes chômeurs pour qui la prévalence était maximale chez ceux âgés de 45 à 54 ans (43,3%). Toujours parmi les hommes chômeurs, la consommation d'alcool à risque était associée à un plus faible niveau de diplôme, alors que ce n'était pas le cas des autres populations. Quelle que soit la situation professionnelle, les femmes cadres et de professions intellectuelles supérieures avaient plus fréquemment une consommation d'alcool à risque, alors que ce n'était pas le cas parmi les hommes. Comme pour le tabagisme, le fait d'avoir subi des violences et la détresse psychologique étaient globalement associés à la consommation d'alcool à risque chronique (tableau 3).

Consommation régulière de cannabis

Quelle que soit la situation professionnelle, la consommation régulière de cannabis était beaucoup plus fréquente chez les moins de 35 ans pour les hommes et chez les moins de 26 ans pour les femmes (tableau 4). Parmi les femmes, le niveau de diplôme n'était pas significativement lié à l'usage régulier de cannabis, alors qu'un diplôme élevé était un facteur protecteur chez les hommes, qu'ils soient chômeurs ou actifs occupés. En ce qui concerne la PCS, les hommes ouvriers au chômage et les hommes actifs occupés de professions intermédiaires avaient une probabilité plus forte de consommer régulièrement du cannabis après contrôle des effets de structure. On retrouve globalement un lien entre violences subies, détresse psychologique et usage régulier de cannabis.

Discussion

Cette étude a reposé sur un large échantillon représentatif de la population française permettant d'analyser des sous-groupes de populations de manière fine et des comportements assez rares en population générale comme l'usage régulier de cannabis. Le taux de réponse a été de l'ordre de 50%¹⁵, taux comparable à celui observé dans l'enquête américaine *Behavioral*

*Risk Factor Surveillance System Survey (BRFSS)*¹⁸. L'analyse des facteurs associés aux usages de substances psychoactives a été stratifiée selon le sexe dans une logique descriptive. En effet, même si le lien entre usages à risque et chômage est avéré chez les hommes comme chez les femmes, il a été démontré que les facteurs sociaux associés à ces usages pouvaient être différents selon le genre. Ainsi, pour les usages d'alcool et de cannabis notamment, les écarts entre les hommes et les femmes diminuaient avec l'élévation du milieu social^{19,20}.

La principale limite de cette étude réside dans le fait qu'il n'est pas possible d'établir de lien de cause à effet à partir d'une analyse transversale de ce type. Par ailleurs, un biais de déclaration est possible, pouvant notamment conduire à une sous-déclaration de certains comportements, ce qui a été démontré pour la consommation d'alcool par exemple²¹. De manière secondaire, les agriculteurs exploitants ont dû être regroupés avec les artisans, commerçants et chefs d'entreprise dans le codage de la PCS en raison d'effectifs insuffisants, alors que ces deux groupes ne sont pas nécessairement homogènes face à l'usage de substances psychoactives.

Même si les liens entre addictions et travail sont loin d'être univoques, certaines situations professionnelles pouvant favoriser les usages de substances psychoactives, ces analyses secondaires des données du Baromètre santé 2010 de l'Inpes montrent que la situation de chômage est très significativement associée à des déclarations d'usages réguliers ou à risque. Concernant le tabagisme, de tels écarts existaient déjà il y a une dizaine d'années : en 2005, 44,0% des chômeurs déclaraient fumer régulièrement contre 31,3% des actifs occupés. Depuis 2000, la tendance est à un accroissement des inégalités⁷. En 2005, on observait également un écart important pour l'usage régulier de cannabis (5,7% des chômeurs contre 2,1% des actifs occupés)¹². Concernant la consommation d'alcool à risque, la différence entre chômeurs et actifs occupés est plus récente puisqu'en 2005, 9,8% des chômeurs et 8,4% des actifs occupés avaient un usage à risque chronique d'après l'Audit-C⁽²⁾^{12,22}.

Le lien entre chômage et usage de substances psychoactives correspond à plusieurs situations non exclusives les unes des autres bien décrites par Schmitz²³ : 1) la situation de chômage peut être à l'origine d'une augmentation des usages de substances psychoactives dans un but de gestion du stress et de l'humeur, ce motif étant en partie une construction des milieux populaires²⁴ 2) les usages de substances psychoactives peuvent parfois rendre plus difficile la recherche d'un emploi ou favoriser la perte d'emploi, soit par la modification des comportements qu'ils engendrent, pour l'alcool ou le cannabis notamment, soit en lien avec la survenue de maladies (effet de sélection), 3) les populations les plus susceptibles de consommer des substances psychoactives pourraient être également les plus susceptibles de

(2) L'Audit complet n'a été posé qu'en 2010.

Tableau 2

Facteurs associés au tabagisme régulier parmi les chômeurs et les actifs occupés de 16-64 ans, par sexe : prévalence par catégorie et odds ratios ajustés issus de régressions logistiques, Baromètre santé 2010, France

	Chômeurs						Actifs occupés					
	Hommes (N=839)			Femmes (N=968)			Hommes (N=6 961)			Femmes (N=7 744)		
	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%
Âge	***			***			***			***		
16-25 ans (réf.)	58,6	1,0		55,7	1,0		46,9	1,0		43,9	1,0	
26-34 ans	63,3	1,4	[0,9-2,1]	42,5	0,7	[0,5-1,0]	44,6	1,1	[0,9-1,3]	33,8	0,8*	[0,6-1,0]
35-44 ans	59,9	1,0	[0,7-1,6]	51,4	0,8	[0,6-1,2]	38,3	0,7***	[0,6-0,8]	32,0	0,6***	[0,5-0,8]
45-54 ans	59,8	0,9	[0,6-1,5]	44,7	0,6*	[0,4-0,9]	29,8	0,5***	[0,4-0,6]	27,1	0,5***	[0,4-0,6]
55-64 ans	25,9	0,3***	[0,1-0,4]	14,3	0,2***	[0,1-0,3]	23,8	0,4***	[0,3-0,5]	17,7	0,3***	[0,2-0,4]
Diplôme le plus élevé	***			***			***			***		
Aucun diplôme (réf.)	64,8	1,0		58,2	1,0		43,9	1,0		35,6	1,0	
<Bac	60,6	0,8	[0,5-1,3]	44,1	0,7	[0,4-1,0]	41,6	0,9	[0,8-1,2]	34,2	1,0	[0,8-1,3]
Bac	48,4	0,5**	[0,3-0,8]	42,5	0,5**	[0,3-0,7]	34,9	0,7***	[0,5-0,8]	32,7	0,9	[0,7-1,1]
>Bac	38,3	0,4***	[0,2-0,6]	28,6	0,3***	[0,2-0,5]	26,0	0,5***	[0,4-0,6]	22,3	0,5***	[0,4-0,7]
Revenu par UC							***			***		
Moins de 1100 euros (réf.)	58,6	1,0		49,1	1,0		43,0	1,0		35,5	1,0	
1100 à moins de 1800 euros	54,2	1,2	[0,8-1,7]	40,4	1,0	[0,7-1,5]	37,9	0,9	[0,8-1,1]	30,7	1,0	[0,8-1,1]
1800 euros et plus	42,6	0,8	[0,5-1,4]	29,5	0,7	[0,4-1,2]	29,9	0,9	[0,8-1,0]	25,7	1,0	[0,8-1,1]
Manquant	61,7	1,2	[0,7-2,3]	46,7	0,8	[0,5-1,5]	34,9	1,0	[0,8-1,4]	22,8	0,7**	[0,5-0,9]
PCS de l'individu	***			**			***			***		
Agriculteurs, artisans, commerçants et chefs d'entreprise	51,3	1,3	[0,6-2,8]	42,3	0,7	[0,3-1,5]	36,0	1,1	[0,9-1,4]	31,1	1,2	[0,9-1,6]
Cadres et professions intellectuelles supérieures	37,5	1,2	[0,6-2,2]	20,8	1,0	[0,5-1,9]	25,2	0,9	[0,7-1,1]	22,7	0,9	[0,7-1,1]
Professions intermédiaires	48,9	1,4	[0,8-2,3]	37,9	0,8	[0,5-1,1]	33,0	1,0	[0,9-1,2]	25,1	0,9*	[0,8-1,0]
Employés (réf.)	48,3	1,0		48,9	1,0		37,6	1,0		33,5	1,0	
Ouvriers	64,5	1,8**	[1,2-2,6]	49,5	0,9	[0,6-1,2]	44,9	1,2*	[1,0-1,5]	38,2	1,2	[1,0-1,4]
Violences subies dans les 12 derniers mois, hors violences sexuelles							**			***		
Non (réf.)	54,5	1,0		43,1	1,0		35,4	1,0		28,3	1,0	
Oui	61,5	1,5*	[1,0-2,0]	51,0	1,0	[0,8-1,4]	39,8	1,1*	[1,0-1,3]	36,2	1,3***	[1,1-1,4]
Violences sexuelles au cours de la vie				***			***			***		
Non (réf.)	56,0	1,0		42,3	1,0		36,0	1,0		28,8	1,0	
Oui	64,9	1,7	[0,8-3,3]	62,4	2,2***	[1,5-3,3]	47,8	1,7***	[1,3-2,2]	39,6	1,4***	[1,3-1,7]
Détresse psychologique (score MH5 <56)	*			**			***			***		
Pas de détresse psychologique (réf.)	54,4	1,0		41,4	1,0		35,6	1,0		28,4	1,0	
Détresse psychologique	64,8	1,4	[1,0-2,1]	54,6	1,4*	[1,0-1,9]	43,5	1,3***	[1,1-1,6]	37,7	1,3***	[1,2-1,5]

Note : La significativité des associations est obtenue par le Chi2 de Pearson pour les analyses bivariées et par le test de Wald pour les odds ratios. Les odds ratios (OR) sont ajustés sur l'ensemble des autres variables du tableau.

*** p<0,001 ; ** p<0,01 ; * p<0,05.

UC : unité de consommation ; PCS : catégorie socioprofessionnelle ; OR : odds ratios ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Tableau 3

Facteurs associés à la consommation d'alcool à risque parmi les chômeurs et les actifs occupés de 16-64 ans, par sexe : prévalence par catégorie et odds ratios ajustés issus de régressions logistiques, Baromètre santé 2010, France

	Chômeurs						Actifs occupés					
	Hommes (N=832)			Femmes (N=966)			Hommes (N=6 940)			Femmes (N=7 731)		
	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%
Âge	**			***			***			***		
16-25 ans (réf.)	38,4	1,0		23,4	1,0		38,1	1,0		14,7	1,0	
26-34 ans	38,6	0,9	[0,6-1,4]	10,9	0,5*	[0,3-0,9]	27,7	0,6***	[0,5-0,7]	8,0	0,6***	[0,4-0,8]
35-44 ans	25,5	0,6*	[0,4-0,9]	11,5	0,4**	[0,2-0,7]	19,2	0,4***	[0,3-0,4]	5,8	0,4***	[0,3-0,5]
45-54 ans	43,3	0,9	[0,5-1,4]	8,6	0,4**	[0,2-0,7]	19,2	0,4***	[0,3-0,4]	6,1	0,4***	[0,3-0,5]
55-64 ans	23,0	0,4**	[0,2-0,8]	7,0	0,3***	[0,1-0,5]	19,3	0,4***	[0,3-0,5]	4,9	0,3***	[0,2-0,5]
Diplôme le plus élevé												
Aucun diplôme (réf.)	39,5	1,0		14,0	1,0		21,5	1,0		9,0	1,0	
<Bac	37,3	0,8	[0,5-1,3]	13,5	1,1	[0,6-2,0]	24,7	1,2	[0,9-1,5]	6,1	0,8	[0,5-1,1]
Bac	31,9	0,5*	[0,3-0,9]	9,6	0,8	[0,4-1,6]	21,1	1,0	[0,7-1,3]	6,1	0,7	[0,5-1,0]
>Bac	24,5	0,5**	[0,3-0,8]	18,9	1,1	[0,5-2,4]	21,6	1,0	[0,8-1,3]	7,7	0,8	[0,6-1,3]
Revenu par UC												
Moins de 1100 euros (réf.)	36,4	1,0		11,2	1,0		22,2	1,0		6,6	1,0	
1100 à moins de 1800 euros	32,0	1,2	[0,8-1,7]	14,7	1,4	[0,9-2,3]	23,3	1,2	[1,0-1,4]	6,9	1,1	[0,8-1,4]
1800 euros et plus	32,0	1,4	[0,8-2,4]	15,1	1,6	[0,8-3,2]	22,7	1,3**	[1,1-1,6]	7,6	1,3	[1,0-1,7]
Manquant	37,2	0,8	[0,4-1,6]	25,8	1,1	[0,5-2,5]	21,7	1,1	[0,8-1,5]	7,1	1,0	[0,6-1,6]
PCS de l'individu							*			*		
Agriculteurs, artisans, commerçants et chefs d'entreprise	30,3	1,0	[0,4-2,1]	7,2	0,8	[0,2-2,7]	24,6	1,5**	[1,1-1,9]	8,8	1,8**	[1,2-2,9]
Cadres et professions intellectuelles supérieures	19,7	1,0	[0,5-1,9]	20,5	2,2*	[1,0-4,9]	19,3	1,0	[0,8-1,2]	9,0	1,5**	[1,1-2,0]
Professions intermédiaires	29,0	0,9	[0,6-1,6]	11,0	0,9	[0,5-1,6]	22,3	1,1	[0,9-1,4]	6,3	0,9	[0,7-1,2]
Employés (réf.)	33,9	1,0		13,5	1,0		21,8	1,0		6,4	1,0	
Ouvriers	39,8	1,3	[0,8-1,9]	14,6	1,2	[0,7-2,0]	25,0	1,3*	[1,1-1,6]	9,5	1,4*	[1,0-2,0]
Violences subies dans les 12 derniers mois, hors violences sexuelles				***			***			***		
Non (réf.)	33,3	1,0		9,9	1,0		20,5	1,0		6,0	1,0	
Oui	39,6	1,2	[0,9-1,7]	23,0	1,8**	[1,2-2,8]	29,8	1,5***	[1,3-1,7]	10,3	1,5***	[1,2-1,8]
Violences sexuelles au cours de la vie	*			*			***			***		
Non (réf.)	34,0	1,0		12,0	1,0		22,0	1,0		6,3	1,0	
Oui	52,9	1,7	[0,9-3,2]	23,3	1,6	[0,9-2,6]	40,9	2,0***	[1,5-2,6]	12,1	2,0***	[1,6-2,4]
Détresse psychologique (score MH5 <56)	**						***			***		
Pas de détresse psychologique (réf.)	32,0	1,0		12,3	1,0		21,5	1,0		6,0	1,0	
Détresse psychologique	48,4	1,7**	[1,2-2,4]	17,0	1,3	[0,9-2,0]	33,0	1,8***	[1,5-2,1]	11,1	1,5***	[1,2-1,9]

Note : La significativité des associations est obtenue par le chi2 de Pearson pour les analyses bivariées et par le test de Wald pour les *odds-ratios*. Les *odds-ratios* (OR) sont ajustés sur l'ensemble des autres variables du tableau.

*** p<0,001 ; ** p<0,01 ; * p<0,05

UC : unité de consommation ; PCS : catégorie socioprofessionnelle ; OR : odds ratios ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Tableau 4

Facteurs associés à la consommation régulière de cannabis parmi les chômeurs et les actifs occupés de 16-64 ans, par sexe : prévalence par catégorie et odds-ratios ajustés issus de régressions logistiques, Baromètre santé 2010, France

	Chômeurs						Actifs occupés					
	Hommes (N=839)			Femmes (N=967)			Hommes (N=6 960)			Femmes (N=7 746)		
	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%	%	OR	IC95%
Âge	***			***			***			***		
16-25 ans (réf.)	17,4	1,0		7,9	1,0		9,8	1,0		3,5	1,0	
26-34 ans	13,3	0,6	[0,3-1,2]	1,8	0,6	[0,2-2,1]	5,6	0,5**	[0,4-0,8]	1,0	0,4**	[0,2-0,7]
35-44 ans	5,4	0,3***	[0,1-0,6]				1,5	0,1***	[0,1-0,2]	0,3	0,1***	[0,0-0,3]
45-54 ans	3,3	0,1***	[0,1-0,4]	0,5	0,3*	[0,1-0,9]	0,4	0,0***	[0,0-0,1]			
55-64 ans	0,3	0,0**	[0,0-0,3]				0,2	0,0***	[0,0-0,1]	0,2	0,1***	[0,0-0,2]
Diplôme le plus élevé	*											
Aucun diplôme (réf.)	13,3	1,0		5,9	1,0		2,7	1,0		0,7	1,0	
<Bac	9,7	0,6	[0,3-1,3]	1,7	0,3	[0,1-1,4]	3,2	1,1	[0,6-2,0]	0,6	0,7	[0,2-2,3]
Bac	7,3	0,4*	[0,2-1,0]	1,3	0,5	[0,1-2,2]	3,1	0,6	[0,3-1,2]	1,0	0,9	[0,3-3,0]
>Bac	3,8	0,4	[0,1-1,0]	2,4	0,9	[0,2-4,5]	1,8	0,4*	[0,2-0,9]	0,5	0,5	[0,1-1,8]
Revenu par UC				*			***					
Moins de 1 100 euros (réf.)	10,1	1,0		1,6	1,0		2,4	1,0		0,8	1,0	
1 100 à moins de 1 800 euros	10,5	1,4	[0,8-2,6]	2,4	2,8	[0,9-8,6]	4,1	1,6*	[1,1-2,5]	0,6	0,7	[0,4-1,5]
1 800 euros et plus	3,3	0,9	[0,3-2,8]	1,6	1,6	[0,3-9,2]	1,4	0,9	[0,5-1,4]	0,7	1,5	[0,7-3,4]
Manquant	8,2	0,6	[0,2-1,9]	12,4	1,1	[0,1-9,6]	1,7	1,2	[0,5-3,2]	0,1	0,6	[0,1-4,5]
PCS de l'individu	**						*					
Agriculteurs, artisans, commerçants et chefs d'entreprise	1,2	0,9	[0,1-8,0]	6,2	3,6	[0,6-19,9]	1,6	1,2	[0,6-2,5]	0,2	0,7	[0,1-5,3]
Cadres et professions intellectuelles supérieures	3,4	1,4	[0,3-6,2]	1,8	2,1	[0,3-14,0]	1,4	1,2	[0,6-2,4]	0,4	0,7	[0,2-2,2]
Professions intermédiaires	7,9	2,1	[0,8-5,7]	1,0	0,5	[0,1-2,7]	3,2	1,8*	[1,1-3,1]	0,6	1,0	[0,4-2,0]
Employés (réf.)	4,8	1,0		3,8	1,0		3,1	1,0		0,7	1,0	
Ouvriers	13,7	2,4*	[1,1-5,2]	2,1	1,6	[0,4-5,6]	3,2	1,0	[0,6-1,6]	1,1	1,9	[0,8-4,5]
Violences subies au cours des 12 derniers mois, hors violences sexuelles				***			***			***		
Non (réf.)	8,3	1,0		0,8	1,0		2,0	1,0		0,5	1,0	
Oui	12,4	1,2	[0,7-2,1]	8,1	3,2*	[1,2-8,9]	5,0	2,0***	[1,5-2,8]	1,3	2,1*	[1,1-3,7]
Violences sexuelles au cours de la vie				**			***			***		
Non (réf.)	9,3	1,0		1,4	1,0		2,5	1,0		0,5	1,0	
Oui	12,2	1,7	[0,6-4,7]	11,1	2,8	[1,0-8,3]	8,2	3,1***	[1,8-5,2]	2,2	4,4***	[2,5-7,8]
Détresse psychologique (score MH5 < 56)	**									*		
Pas de détresse psychologique (réf.)	7,7	1,0		3,1	1,0		2,6	1,0		0,5	1,0	
Détresse psychologique	16,7	2,3**	[1,3-4,1]	2,6	1,6	[0,6-4,4]	3,4	1,3	[0,8-2,0]	1,2	1,4	[0,7-2,6]

Note : La significativité des associations est obtenue par le Chi2 de Pearson pour les analyses bivariées et par le test de Wald pour les odds ratios. Les odds ratios sont ajustés sur l'ensemble des autres variables du tableau. Chez les femmes, un regroupement des classes d'âge a été effectué pour des raisons d'effectifs (de 35 à 64 ans pour les chômeuses et de 45 à 64 ans pour les actives occupées).

*** p<0,001 ; ** p<0,01 ; * p<0,05

UC : unité de consommation ; PCS : catégorie socioprofessionnelle ; OR : odds ratios ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

rencontrer la situation de chômage en lien avec des facteurs tiers, tels que la préférence pour le présent ou une difficulté à se projeter dans l'avenir (la faible propension à considérer les conséquences à long terme de ses comportements actuels)^{25,26}, certaines formes de déni du risque au moins démontrées concernant le tabagisme^{27,28} ou, plus directement, le fait d'avoir été victime de violences. Certains travaux portant sur le lien entre chômage et état de santé ont démontré un lien de cause à effet entre perte d'emploi et mortalité (par exemple aux États-Unis²⁹), alors que d'autres montrent qu'une dégradation de l'état de santé peut conduire au chômage (par exemple en Allemagne²³), le système de protection sociale pouvant atténuer les conséquences de la perte d'emploi dans certains cas.

L'analyse des facteurs associés aux usages de substances psychoactives chez les chômeurs permet d'identifier les populations cibles sur lesquelles intervenir dans une optique de réduction ou d'arrêt des consommations, en utilisant des dispositifs adaptés. Ainsi, concernant le tabac, il s'agit des chômeurs de tout âge dont le niveau de diplôme est inférieur au baccalauréat ainsi que, chez les hommes, des ouvriers. Parmi les demandeurs d'emploi, la consommation d'alcool à risque apparaît particulièrement importante chez les plus jeunes et chez les hommes de 45-54 ans. Alors que, pour les hommes, l'usage à risque est plus fréquent parmi ceux n'ayant pas le baccalauréat, pour les femmes, ce sont les cadres et professions intellectuelles supérieures qui ont les pratiques les plus risquées d'un point de vue sanitaire. L'usage régulier de cannabis, qui concerne principalement les plus jeunes, est associé à un faible niveau de diplôme et à la catégorie des ouvriers chez les hommes, alors que chez les femmes aucun critère sociodémographique ne ressort particulièrement. Enfin, en termes de frein à l'adoption de comportements favorables à leur santé, on note que les chômeurs ayant subi des violences et ceux en souffrance psychologique ont des pratiques addictives plus marquées, sans que l'on puisse distinguer ce qui relève d'un effet de contexte ou d'une relation causale.

L'analyse des facteurs associés chez les actifs occupés laisse apparaître quelques différences. Pour cette population, le tabagisme régulier est davantage concentré chez les plus jeunes. La consommation d'alcool à risque n'est pas associée au niveau de diplôme parmi les actifs occupés, contrairement à ce qui est observé chez les hommes au chômage. Alors que les ouvriers au chômage sont nettement plus nombreux à consommer du cannabis de manière régulière, ce n'est pas le cas parmi ceux qui ont un emploi, toutes choses égales par ailleurs.

Pour conclure, les résultats de cette étude montrent d'abord que la situation d'emploi est un facteur protecteur des situations d'usage à risque ou de dépendance. Afin de réduire ces inégalités, il pourrait être envisagé de construire des interventions de prévention bénéficiant spécifiquement aux demandeurs d'emploi et tenant compte des difficultés de cette population surexposée aux pratiques addictives, par exemple grâce à un partenariat avec Pôle emploi. Intégrés

dans un dispositif global de prévention des addictions bénéficiant à tous, ces dispositions spécifiques pourraient s'inscrire dans une logique d'universalisme proportionné³⁰. Quelle que soit la nature du lien entre chômage et usage de substances psychoactives, la population des demandeurs d'emploi est en effet identifiable et accessible pour une offre préventive.

Concernant plus spécifiquement le tabagisme, qui constitue actuellement la principale cause de mortalité évitable en France, les populations socialement défavorisées, si elles consomment plus, désirent autant que les autres s'arrêter. En revanche elles ont plus de mal à y parvenir³¹ : il faut donc leur proposer des aides complémentaires. Pour cela, l'étape suivante est l'identification de stratégies adaptées, acceptables et efficaces auprès de cette cible. Une revue de littérature est en cours à Santé publique France pour identifier les interventions les plus efficaces auprès des fumeurs défavorisés. Au vu des caractéristiques socioéconomiques des chômeurs et des facteurs psychologiques associés à l'usage de tabac dans cette population, une aide financière plus importante pour l'accès à l'aide au sevrage ou un soutien psychologique renforcé pourraient constituer des leviers favorisant l'arrêt du tabac des demandeurs d'emploi. ■

Références

- [1] Institut national de la statistique et des études économiques. Chômage au sens du Bureau international du travail (BIT) et principaux indicateurs sur le marché du travail. Résultats de l'enquête Emploi au premier trimestre 2016. Paris: Insee; 2015. 2 p. <http://www.insee.fr/fr/indicateurs/ind14/20160519/Chomage-T116.pdf>
- [2] Sermet C, Khlat M. La santé des chômeurs en France: revue de la littérature. *Rev Epidemiol Santé Publique*. 2004;52(5):465-74.
- [3] Kim TJ, von dem Knesebeck O. Perceived job insecurity, unemployment and depressive symptoms: a systematic review and meta-analysis of prospective observational studies. *Int Arch Occup Environ Health*. 2016;89(4):561-73.
- [4] Khlat M, Sermet C, Le Pape A. Increased prevalence of depression, smoking, heavy drinking and use of psycho-active drugs among unemployed men in France. *Eur J Epidemiol*. 2004;19(5):445-51.
- [5] Laanani M, Ghosn W, Jouglu E, Rey G. Association entre taux de chômage et suicide, par sexe et classe d'âge, en France métropolitaine, 2000-2010. *Bull Epidemiol Hebd*. 2015;(1-2):2-6. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=12390
- [6] Mission interministérielle de lutte contre la drogue et la toxicomanie. Plan gouvernemental de lutte contre les drogues et les conduites addictives 2013-2017. Paris: Mildeca; 2013. 121 p. <http://www.drogues.gouv.fr/la-mildec/le-plan-gouvernemental/priorite-2013-2017>
- [7] Beck F, Guignard R, Richard JB. Usages de drogues et pratiques addictives en France. *Analyses du Baromètre santé Inpes*. Paris: La Documentation Française; 2014. 258 p. <http://www.inpes.sante.fr/CFESBases/catalogue/pdf/1627.pdf>
- [8] Guignard R, Beck F, Richard J-B, Lermenier A, Wilquin J-L, Nguyen-Thanh V. La consommation de tabac en France en 2014 : caractéristiques et évolutions récentes. *Evolutions (Inpes)*. 2015(31):1-6. <http://www.inpes.sante.fr/CFESBases/catalogue/detaildoc.asp?numfiche=1611>
- [9] Beck F, Cavalin C, Maillochon F. Violences et santé en France. *État des lieux*. Paris: La Documentation Française; 2010. 276 p. http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/violence_sante_2010.pdf

- [10] Husky MM, Guignard R, Beck F, Michel G. Risk behaviors, suicidal ideation and suicide attempts in a nationally representative French sample. *J Affect Disord.* 2013;151(3):1059-65.
- [11] Guilbert P, Baudier F, Gautier A. Baromètre santé 2000. Résultats. Vanves: Comité français d'éducation pour la santé; 2001. 612 p. <http://www.inpes.sante.fr/CFESBases/catalogue/pdf/540.pdf>
- [12] Beck F, Guilbert P, Gautier A. Baromètre santé 2005. Attitudes et comportements de santé. Saint-Denis: Institut national de prévention et d'éducation pour la santé; 2007. 574 p. <http://www.inpes.sante.fr/CFESBases/catalogue/pdf/1109.pdf>
- [13] Beck F, Legleye S, Peretti-Watel P. Aux abonnés absents : liste rouge et téléphone portable dans les enquêtes en population générale sur les drogues. *Bulletin Méthodologie Sociologique.* 2005;86:5-29.
- [14] Gautier A, Beck F, Marder S, Legleye S, Riandey B, Gayet A, *et al.* Téléphones portables exclusifs : résultats d'une méthode de génération partielle de numéros. In: Lavallée P, Rivest L, (dir.). Méthodes d'enquêtes et sondages – Pratiques européenne et nord-américaine : cours et cas pratiques master, écoles d'ingénieurs. Paris: Dunod; 2006. p. 60-4.
- [15] Beck F, Gautier A, Guignard R, Richard J-B. Méthode d'enquête du Baromètre santé 2010. Saint-Denis: Institut national de prévention et d'éducation pour la santé; 2013. 28 p. <http://www.inpes.sante.fr/Barometres/barometre-sante-2010/pdf/Methodo-enquete-barometre-sante-2010.pdf>
- [16] Saunders JB, Aasland OG, Babor TF, de la Fuente JR, Grant M. Development of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): WHO Collaborative Project on Early Detection of Persons with Harmful Alcohol Consumption--II. *Addiction.* 1993;88(6):791-804.
- [17] Leplège A, Ecosse E, Coste J, Pouchot J, Perneger T. Le questionnaire MOS SF-36 : Manuel de l'utilisateur et guide d'interprétation des scores. Paris: Éditions Estem; 2001. 155 p.
- [18] Centers for Disease Control and Prevention. Behavioral Risk Factor Surveillance System. BRFSS Combined Landline and Cell Phone Weighted Response Rates by State, 2014 [Internet]. 2015. http://www.cdc.gov/brfss/annual_data/2014/2014_responserates.html
- [19] Beck F, Legleye S, Maillolchon F, De Peretti G. La question du genre dans l'analyse des pratiques addictives à travers le Baromètre santé, France, 2005. *Bull Epidémiol Hebd.* 2009;(10-11):90-3. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=1517
- [20] Gender, culture and alcohol problems: a multi-national study. *Alcohol Alcoholism.* 2006;41(Suppl. 1).
- [21] Rey G, Boniol M, Jouglà E. Estimating the number of alcohol-attributable deaths: methodological issues and illustration with French data for 2006. *Addiction.* 2010;105(6):1018-29.
- [22] Bush K, Kivlahan DR, McDonnell MB, Fihn SD, Bradley KA. The AUDIT alcohol consumption questions (AUDIT-C): an effective brief screening test for problem drinking. Ambulatory Care Quality Improvement Project (ACQUIP). Alcohol Use Disorders Identification Test. *Arch Intern Med.* 1998;158(16):1789-95.
- [23] Schmitz H. Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. *Labour Economics.* 2011;18(1):71-8.
- [24] Peretti-Watel P, Constance J. "It's all we got left". Why poor smokers are less sensitive to cigarette price increases. *Int J Environ Res Public Health* 2009;6(2):608-21.
- [25] Becker GS, Murphy KM. A theory of rational addiction. *J Polit Econ.* 1988;96(4):675-700.
- [26] Sansone G, Fong GT, Hall PA, Guignard R, Beck F, Mons U, *et al.* Time perspective as a predictor of smoking status: findings from the International Tobacco Control (ITC) Surveys in Scotland, France, Germany, China, and Malaysia. *BMC Public Health* 2013;13:346.
- [27] Oakes W, Chapman S, Borland R, Balmford J, Trotter L. "Bulletproof skeptics in life's jungle": which self-exempting beliefs about smoking most predict lack of progression towards quitting? *Prev Med.* 2004;39(4):776-82.
- [28] Peretti-Watel P, Seror V, Verger P, Guignard R, Legleye S, Beck F. Smokers' risk perception, socioeconomic status and source of information on cancer. *Addic Behav.* 2014;39(9):1304-10.
- [29] Sullivan D, von Wachter T. Job displacement and mortality: an analysis using administrative data. *Q J Econ.* 2009;124(3):1265-306.
- [30] Marmot M. Fair society, Healthy Lives: strategic review of inequalities in England post-2010. London: The Marmot Review; 2010. 242 p.
- [31] Kotz D, West R. Explaining the social gradient in smoking cessation: it's not in the trying, but in the succeeding. *Tob Control.* 2009;18(1):43-6.

Citer cet article

Guignard R, Nguyen-Thanh V, Andler R, Richard JB, Beck F, Arwidson P. Usage de substances psychoactives des chômeurs et des actifs occupés et facteurs associés : une analyse secondaire du Baromètre santé 2010. *Bull Epidémiol Hebd.* 2016;(16-17):304-12. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16-17_6.html

LA DÉMARCHE D'ÉVALUATION D'IMPACT SUR LA SANTÉ : UN OUTIL DE RÉDUCTION DES INÉGALITÉS ?

// HEALTH IMPACT ASSESSMENT: A TOOL TO REDUCE HEALTH INEQUALITIES?

Anne Laporte (anne.laporte@ars.sante.fr), Luc Ginot

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

Soumis le 18.02.2016 // Date of submission: 02.18.2016

Résumé // Abstract

Le secteur de la santé a pour mission de promouvoir la santé de la population et, cependant, la majorité des déterminants de santé dépendent d'autres secteurs de la vie publique comme les transports, l'urbanisme, le travail... L'évaluation d'impact sur la santé (EIS) est un outil d'aide à la décision qui permet l'engagement d'autres secteurs pour la prise en compte de la santé et de l'équité. L'EIS vise à anticiper les effets positifs et négatifs d'un projet sur la santé de la population et des groupes qui la composent à l'aide d'informations scientifiques et contextuelles. Elle a pour but d'informer les décideurs sur la teneur des impacts potentiels et de proposer des recommandations pour les atténuer. L'EIS répond aux valeurs de démocratie, d'équité et de développement durable, qui orientent sa pratique et fondent son approche sur la réduction des inégalités sociales de santé (ISS).

Les modalités de prise en compte des ISS sont illustrées dans cet article à partir d'une EIS menée en Île-de-France sur les transports. Sa méthodologie s'appuie sur des guides pratiques de l'EIS. La prise en compte des inégalités repose sur l'identification d'impacts différentiels dans différents groupes de la population et sur l'organisation d'une participation des habitants éloignés de la parole publique et fragilisés relativement à l'utilisation des transports. Les recommandations à l'intention des décideurs ont été pour partie co-construites avec les habitants et un processus d'*empowerment* a été initié. L'efficacité de l'EIS sur la réduction des inégalités dépend de la modification des projets par les décideurs tenant compte des recommandations.

The role of the health sector is to promote the health of the population; however most health determinants are impacted by other sectors such as transportation, urbanism, employment, etc. Health impact assessment (HIA) is a decision making tool allowing others sectors to engage in paying attention to health and health equity. HIA aims to anticipate positive and negative effects of a project on the health of a population and the distribution of those effects within the population, based on scientific and contextual information. The objectives of a HIA is to inform decision makers about the potential impacts and to propose recommendations to mitigate them. The values of a HIA are democracy, equity, sustainable development which are the base for its approach of reducing social health inequalities. The ways to take into account health inequalities are illustrated in the present article from a HIA on transportation carried out in greater Paris. The methodology was based on the use of practical guidelines on HIA. Identification of differential impacts on different sub-groups of the population and community participation are the main approaches to take into account inequalities. Community participation included people most isolated from participating in social life and most vulnerable in terms of transportation. Recommendations, intended for policy makers, were partly developed with the community and an empowerment process was initiated. The effectiveness of this HIA on reducing health inequalities will depend on whether the recommendations to modify the transportation project are being taken into account by policy makers.

Mots-clés : Inégalités sociales de santé, Évaluation d'impact sur la santé, Transports, Participation citoyenne

// **Keywords:** Social inequalities in health, Health impact assessment, Transport, Community participation

Introduction

Parmi les stratégies de réduction des inégalités sociales de santé (ISS), l'intervention sur les déterminants structurels et intermédiaires et sur les politiques publiques concernées apparaît décisive¹. Intervenants en promotion de la santé et décideurs sont donc en recherche d'outils spécifiques, validés et dépassant les déclarations de principe.

L'évaluation d'impact sur la santé (EIS) est une démarche souvent décrite comme outil de réduction des inégalités. Elle permet d'identifier, à l'aide d'informations scientifiques et contextuelles, les éléments d'une politique ou d'un projet qui pourraient avoir des effets sur la santé de la population. Son but est d'informer les décideurs sur la teneur des impacts potentiels sur la santé des personnes affectées par leurs projets, et de leur recommander des solutions

pour en maximiser les effets positifs et en atténuer les effets négatifs, avant leur mise en œuvre². L'EIS permet ainsi l'engagement d'autres secteurs que celui de la santé pour définir des politiques publiques qui promeuvent et protègent un bon état de santé de la population. Cet engagement des autres secteurs et des parties prenantes dans la gouvernance de l'EIS différencie la démarche d'autres actions de promotion de la santé, notamment le plaidoyer. L'EIS permet une plus grande efficacité dans la modification de la distribution des déterminants des inégalités de santé³.

L'Île-de-France est caractérisée par des inégalités de santé majeures, en lien notamment avec des déterminants socio-urbains tels que l'habitat, la ségrégation urbaine, l'enclavement de certains territoires. C'est pourquoi la stratégie de réduction des ISS doit interroger l'ensemble des acteurs de ces domaines. Dans ce cadre, l'Agence régionale de santé d'Île-de-France (ARS-IDF) souhaite développer les EIS, parmi d'autres outils permettant d'intégrer la santé dans toutes les politiques, tels les Contrats locaux de santé.

L'objectif de cet article est de montrer comment les ISS sont prises en compte dans la démarche EIS. Pour ce faire, sont présentés plus précisément les fondements théoriques de l'EIS, puis cette démarche sera illustrée par un exemple concret d'une EIS menée en Île-de-France sur les transports.

Comment sont prises en compte les ISS dans les démarches d'EIS

Fondements théoriques

Si l'origine de la démarche d'EIS est reliée à l'évaluation d'impact environnemental, dont elle étend le champ de la santé étudié, son approche a, toutefois, davantage à voir avec les sciences politiques et la littérature sur la santé dans toutes les politiques qu'avec l'évaluation des risques pour la santé⁴. On peut aussi dire que l'EIS a émergé de trois champs historiques de la santé publique : la santé environnementale, une vision sociale de la santé et l'équité en santé⁵. Le consensus de Gothenburg (Organisation mondiale de la santé, OMS) définit l'EIS et introduit d'emblée une notion d'inégalités par la référence aux impacts différentiels : « *l'EIS est un ensemble de procédures, méthodes et outils qui visent à identifier les impacts positifs ou négatifs d'une politique ou d'un programme sur la santé de la population et leur distribution dans les différents groupes qui la composent* »⁶. Si la réduction des inégalités de santé n'est pas mentionnée en tant que telle, la mise en évidence des écarts entre groupes ouvre la possibilité de les réduire. Par ailleurs, l'EIS répond à un certain nombre de valeurs : démocratie (droit des citoyens à participer à l'élaboration de projets qui les concernent et donc participation à l'EIS), équité (étude des effets sur l'ensemble de la population mais aussi sur des groupes spécifiques), développement durable (effets à court et à long termes) et rigueur, neutralité et transparence dans la collecte des informations, avec un accès égal à l'information pour tous les acteurs^{2,6}. Ce sont ces valeurs qui fondent l'approche réduction

des inégalités de santé de l'EIS, en s'appuyant sur un modèle holistique de la santé qui inclut l'ensemble des déterminants socio-environnementaux.

Fondées sur ces principes et valeurs, de nombreuses publications scientifiques ont, depuis son émergence à la fin des années 1990, présenté l'EIS comme un outil de réduction des inégalités sociales de santé^{3,7-9}.

Parmi les nombreux guides pratiques de l'EIS publiés, ceux qui abordent la question des inégalités de santé le font par une approche sur l'équité. Les buts d'une politique d'équité en santé ne sont pas d'éliminer tous les écarts de santé de façon à ce que chacun ait le même niveau de santé, mais plutôt de réduire ou éliminer ceux qui résultent de facteurs considérés comme évitables et injustes¹⁰. Prendre en compte l'équité dans l'EIS revient à identifier des impacts différentiels sur certains groupes de la population, c'est-à-dire les bénéfices ou désavantages qui seraient minorés ou majorés dans certains groupes. C'est évaluer en quoi ces différences seraient significatives en termes de santé et juger du caractère inéquitable, soit évitable et injuste, de ces impacts potentiels. Enfin, il s'agit d'examiner comment le projet pourrait être modifié pour éliminer ou réduire les impacts potentiels¹¹.

L'autre valeur de l'EIS mobilisée pour réduire les inégalités concerne la participation citoyenne. Celle-ci est orientée vers des groupes marginalisés pour prendre en compte l'avis des personnes qui n'ont en général pas l'opportunité de s'exprimer¹².

Les valeurs de l'EIS et sa pratique sont en adéquation avec le modèle d'intervention de l'OMS qui propose, pour lutter contre les ISS, trois stratégies prioritaires : des politiques pour agir sur les déterminants structurels et intermédiaires, une action intersectorielle et la participation citoyenne et l'*empowerment*¹.

Évolution des méthodologies pour prendre en compte l'équité

Dès les années 2000 et à plusieurs occasions, les praticiens de l'EIS se sont posés la question d'un outil spécifique pour renforcer la prise en compte de l'équité dans l'EIS^{5,13-15}. Un séminaire organisé en 2000 par l'Observatoire de santé publique de Liverpool concluait que toutes les évaluations d'impact sur la santé devaient s'intéresser aux inégalités sans pour autant nécessiter un outil spécifique⁷. Cependant, un programme de recherche a été mené en Australie en 2004 pour définir avec des experts internationaux un outil pour prendre en compte l'équité de façon structurée dans le cadre de l'EIS¹⁴.

En effet, si l'équité est au cœur de l'EIS, certains auteurs relèvent une discordance entre la théorie et la pratique^{10,12}. Une méta-synthèse de littérature scientifique et grise (recherches, commentaires, guides méthodologiques), examinant la prise en compte de l'équité dans les évaluations d'impact tous types, ne retrouve que peu de références (N=42/579 dont 71% d'EIS)¹⁰. Des mécanismes explicites et implicites d'intégration de l'équité dans les EIS sont mis en évidence^{10,12}. Les mécanismes explicites reposent d'une part sur l'application des principes et valeurs de l'EIS qui ont été largement décrits, d'autre part sur l'utilisation

de guides pratiques de l'EIS formalisant les différentes étapes. Les mécanismes implicites de prise en compte de l'équité sont l'utilisation d'une définition large de la santé qui comprend l'ensemble des déterminants socio-environnementaux et la participation citoyenne^{10,12}.

Un exemple de prise en compte des ISS dans une EIS

À l'initiative de l'ARS-IDF, et en collaboration avec la communauté d'agglomération de Plaine Commune (Seine-Saint-Denis) et de l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (Inpes)⁽¹⁾, une première EIS a été menée en 2013 en Île-de-France sur trois projets de transports, dans un territoire prioritaire quant à la réduction des inégalités de santé. L'étude a été coordonnée scientifiquement par l'ARS et l'Observatoire régional de santé (ORS) d'Île-de-France, et accompagnée méthodologiquement par le groupe IMPACT de l'Université de Liverpool¹⁶.

Dans cette étude, la prise en compte des inégalités s'appuie sur l'utilisation de guides pratiques de l'EIS et sur le modèle d'action de l'OMS pour agir sur les déterminants sociaux de la santé¹. Deux guides ont été utilisés : le *Merseyside guidelines* d'IMPACT¹² et le guide australien de l'Université de Nouvelle-Galles du Sud¹¹. Les modalités citées pour cette prise en compte sont, d'une part, l'identification d'impacts différentiels sur certains groupes de la population¹¹ et, d'autre part, la participation citoyenne, en particulier des personnes les plus éloignées d'une parole publique et les plus fragilisées ou marginalisées par rapport au projet étudié^{11,12}.

La démarche EIS comprend cinq étapes qui se déroulent de façon itérative (figure 1). Nous présentons les modalités de prise en compte de l'équité dans chacune des étapes.

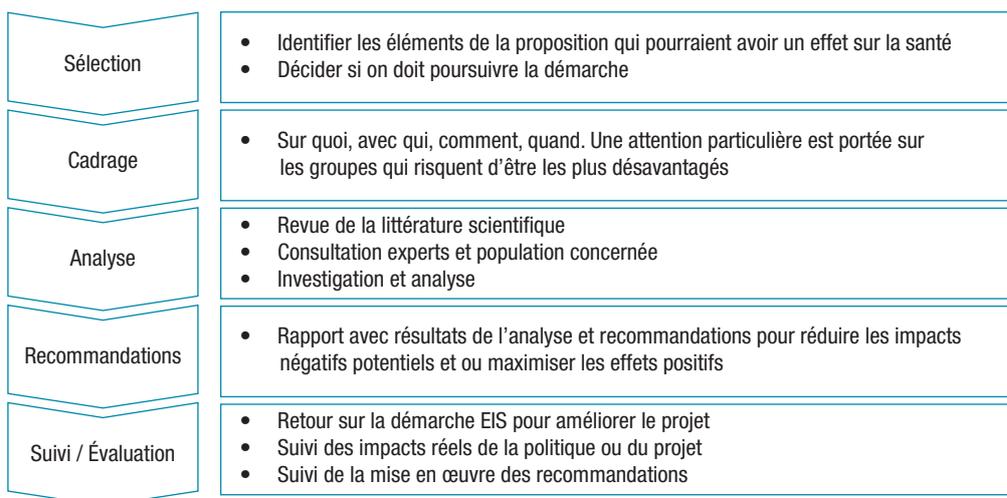
Dans la phase de sélection, six critères ont été définis par le comité de pilotage de l'EIS (rassemblant les parties prenantes des projets : voir encadré en fin d'article) pour choisir trois projets parmi une quarantaine. Figuraient : l'ajustabilité des transports desservant des populations défavorisées, la desserte banlieue-banlieue, l'existence de points noirs environnementaux, la connectivité/intermodalité, une phase de travaux longue et contraignante. Ainsi, deux des trois projets de transport étudiés permettaient un désenclavement de quartiers d'habitat social et de populations défavorisées dans le nord du territoire.

La phase de cadrage, conçue par l'équipe d'évaluation, définit le périmètre de l'étude en termes géographique et de population ainsi que les éléments méthodologiques, dont le modèle de la santé utilisé. C'est au cours de cette phase qu'est réalisée la description du profil de la population concernée, permettant de mettre en évidence les différents facteurs d'inégalités sociales, sanitaires et environnementales. Des groupes vulnérables ont ainsi été identifiés: des jeunes de 15 à 24 ans en difficultés scolaires ou d'accès à l'emploi, des demandeurs d'emploi, des publics issus de l'immigration, des personnes âgées, des personnes en situation de handicap, des ménages pauvres et des femmes seules avec enfants.

Les modalités de la participation citoyenne sont aussi définies à cette phase. Cette participation a été organisée sous forme de focus groupes, afin de recueillir l'avis des personnes les plus éloignées de la parole publique et particulièrement fragilisées par rapport à l'accès aux transports. Ces focus groupes étaient composés de personnes issues des groupes vulnérables définis en amont dans le profil de population. Ils ont permis d'affiner ce profil et d'identifier d'autres groupes vulnérables quant à l'usage des transports : les femmes issues de l'immigration présentant des difficultés linguistiques

Figure 1

Les étapes de la démarche d'évaluation d'impact sur la santé (EIS)



Source : Union internationale de promotion de la santé et d'éducation pour la santé (UIPES). L'évaluation d'impact sur la santé : une aide à la décision publique pour des choix sains, durables et équitables. 2012.

⁽¹⁾ Devenu Santé publique France en mai 2016.

et de cognition dans l'espace, les personnes pénalisées par la fracture numérique (inégalités d'accès et d'usage des technologies de l'information et de la communication), les travailleurs en horaires décalés.

C'est au cours de l'étape d'analyse qu'a été affiné le modèle des déterminants sociaux et environnementaux de la santé, afin de mettre en exergue les principaux déterminants pouvant être concernés par le projet. Il a été construit progressivement au cours de l'EIS en s'appuyant conjointement sur l'analyse des projets, la littérature sur les transports et la santé, le profil de la population concernée et la prise en compte de la parole des habitants. Le modèle socio-environnemental de la santé reposait sur huit grandes catégories de déterminants répartis en sous-déterminants (figure 2). Des déterminants comme la capacité à payer le transport, l'accès aux services de santé ou à l'éducation, les agressions et incivilités, le développement économique de commerces de proximité, très présents dans le discours des habitants, ont permis de finaliser et de valider le pré-modèle construit grâce à cette expertise citoyenne. Ce modèle faisait ainsi ressortir les axes principaux sur lesquels le projet pouvait avoir des impacts potentiels négatifs ou positifs.

L'évaluation des impacts des projets sur la santé repose sur une « triangulation » des données, méthode qui combine plusieurs sources de données pour mieux appréhender un phénomène¹¹. Elle a été réalisée à partir de la littérature scientifique, des données du contexte local et du profil de la population et de l'avis

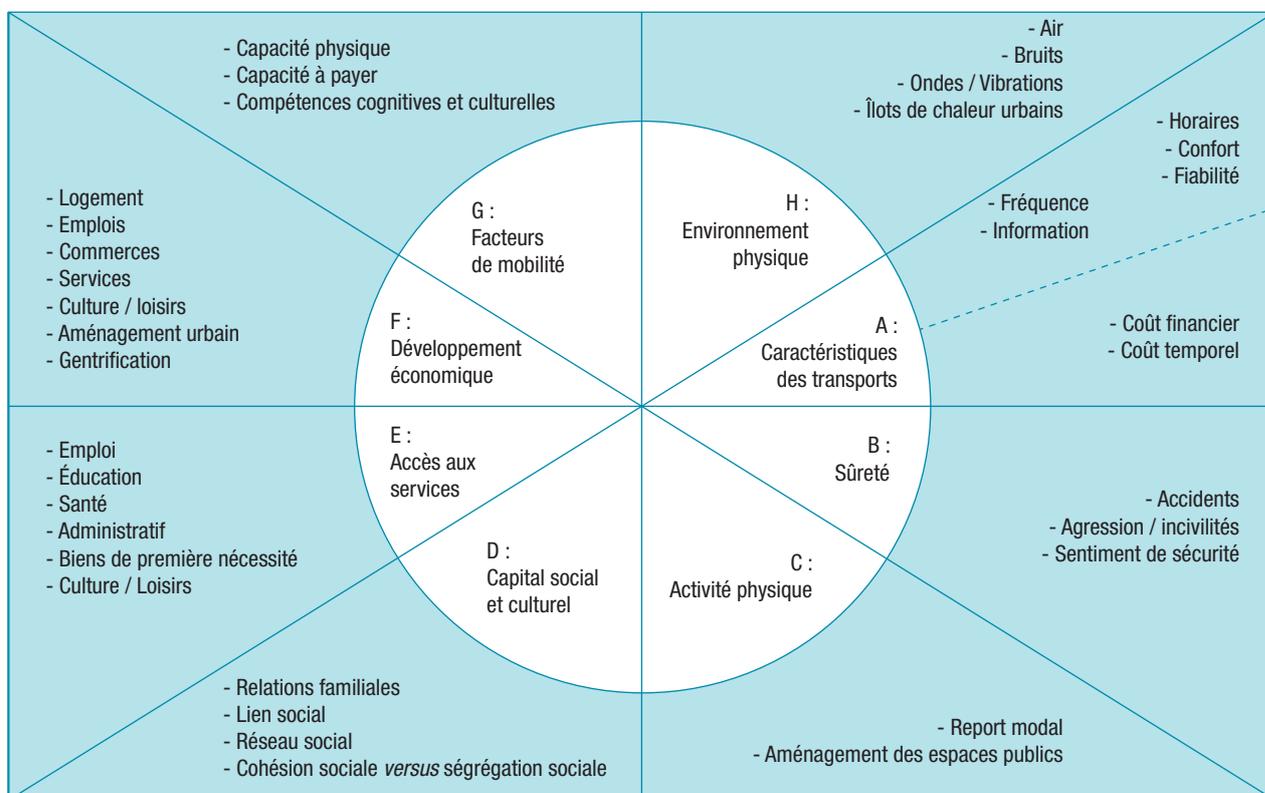
d'experts et des participants aux focus groupes. On distinguait, lorsque cela était nécessaire, les impacts sur l'ensemble de la population et ceux sur les groupes de population les plus affectés ou affectés négativement selon les déterminants (tableau). Par exemple, pour le déterminant « Information » (des usagers), les groupes de personnes pénalisées par la fracture numérique et les femmes issues de l'immigration étaient affectés négativement, alors que le reste de la population l'était positivement (tableau).

Puis des recommandations ont été élaborées, par l'équipe d'évaluation, après une priorisation des impacts sur différents critères (sévérité, probabilité, taille de la population affectée) mais aussi sur l'existence d'impacts différentiels. Les recommandations ont été ensuite co-construites, pour une partie d'entre elles, avec les habitants et discutées avec le comité de pilotage.

Par exemple, une recommandation sur la réduction des barrières financières pour l'accès aux transports est exemplaire d'une prise en compte des impacts différentiels (figure 3). Les habitants ont évoqué dans tous les focus groupes le coût trop élevé des transports, avec le coût du forfait mensuel contraignant, ou l'achat de tickets à l'unité non utilisables pour différents trajets de bus. De plus, des ménages en grande difficulté, en particulier en insécurité alimentaire, affirmaient que le coût du transport jouait sur le contenu du panier alimentaire. Ces obstacles financiers à la mobilité ont des impacts potentiels négatifs sur la santé de certains groupes, avec à court terme

Figure 2

Modèle des déterminants, EIS transport Plaine Commune, 2014



EIS : évaluation d'impact sur la santé.
Source : ref [16].

Tableau des impacts (extrait), Tangentielle nord, EIS transport Plaine Commune, 2014

Déterminants de santé	Impact santé		Impact(s) différentiel(s) sur des sous-groupes de population
	Sens	Effets sur la santé	
Caractéristiques des transports	Confort	+	(CT) Bien-être physique et psychologique - Personnes à mobilité réduite - Actifs (déplacements domicile/travail)
	Fiabilité	+	(CT-LT) Bien-être physique et psychologique Réduction de la fatigue et du stress - Actifs (déplacements domicile/travail) - Étudiants
	Fréquence	+	(CT) Bien-être physique et psychologique
	Coût temporel	+	(CT) Bien-être physique et psychologique Réduction de la fatigue et du stress (LT) Meilleur état de santé global - Actifs (déplacements domicile/travail) - Étudiants
	Information	+	(CT-LT) Bien-être physique et psychologique Réduction du stress - Populations pénalisées par la fracture numérique (enjeux générationnels, économiques ou culturels)
		-	(CT-LT) Mal-être physique et psychologique Stress - Migrants, femmes issues de l'immigration (langue, cognition de l'espace)
	Horaires Amplitude de services	-	(CT-LT) Fatigue, stress - Actifs en horaires décalés ou travail de nuit
	Heures de pointe	+	(CT-LT) Réduction de la fatigue et du stress, amélioration des problématiques psychosociales - Actifs (déplacement domicile-travail) - Lycéens, étudiants
Coût financier (comportement de fraude)	-	(CT) Stress et mal-être psychologique	

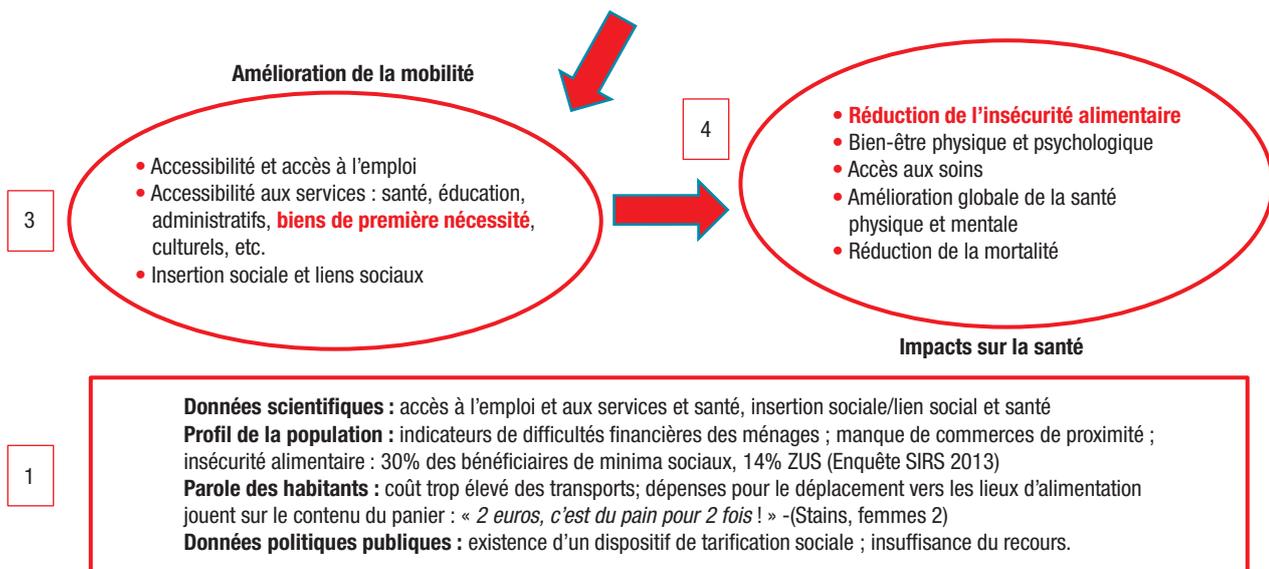
EIS : évaluation d'impact sur la santé ; CT : court terme ; LT : long terme.
Source : ref [16].

Figure 3

Exemple de recommandation, EIS transport Plaine Commune

Recommandation :

- Développer des dispositifs visant à réduire les barrières financières de l'accès aux transports
 - Faire évoluer les critères sur le revenu plutôt que sur le statut (CMU, RSA, etc.)
 - Réviser, simplifier, ajuster les démarches
 - Réfléchir à un ticket unique pour différents modes de déplacement (métro, bus, Vélib', etc.)



EIS : évaluation d'impact sur la santé ; CMU : couverture maladie universelle ; RSA : revenu de solidarité active ; ZUS : zone urbaine sensible.
Source : ref [16].

un risque d'aggravation de l'insécurité alimentaire, mal-être physique et psychologique, une limitation de l'accès aux soins et, sur le long terme, une dégradation de la santé physique et mentale et un accroissement du risque de mortalité¹⁶. La recommandation qui vise à améliorer l'accès à la tarification sociale et à faciliter l'intermodalité des personnes les plus défavorisées peut contribuer à la réduction des effets négatifs sur la santé d'une entrave à la mobilité.

La dernière pièce du projet de réduction des inégalités en lien avec l'EIS, plus générale, est celle du processus d'*empowerment*. Ont été mis en œuvre une réunion de co-construction des recommandations, puis un accompagnement à l'appropriation des recommandations par les habitants, de façon à préparer un échange public avec les décideurs.

La prise de parole en réunion publique a permis aux habitants, individuellement et collectivement, de prendre confiance dans leur capacité d'agir et ainsi d'envisager une poursuite de la mobilisation. Concrètement, pour illustrer ce début d'*empowerment*, une brochure de quatre pages sur l'EIS a été rédigée avec eux, afin de continuer à promouvoir leurs positions et revendications sur ces nouveaux projets de transport.

Discussion

Cette première EIS en Île-de-France a bénéficié d'une volonté politique forte de l'ARS et de la communauté d'agglomération de Plaine Commune, ainsi que d'un soutien financier de l'Inpes ayant permis un appui méthodologique par IMPACT.

Elle a permis de partager une nouvelle vision de la santé et du rôle de ses déterminants avec les membres du comité de pilotage des parties prenantes, favorisant une collaboration intersectorielle au moment de l'étude et ultérieurement entre différents secteurs. Ainsi, de nouvelles collaborations se sont développées depuis entre l'ARS et les secteurs des transports (Société du Grand Paris, Syndicat des transports d'Île-de-France), de la rénovation urbaine (Agence nationale de la rénovation urbaine) et de l'environnement et de la maîtrise de l'énergie (Ademe).

Les modalités d'organisation de la participation citoyenne dans cette EIS ont été au-delà de la concertation avec une implication et une collaboration d'habitants peu habitués à donner leur avis. Le niveau de participation, selon l'échelle de l'Association internationale de la participation du public¹⁷, qui comprend cinq degrés (information, consultation, implication, collaboration, *empowerment*), se situe dans les catégories supérieures. Il est assez élevé relativement aux EIS publiées en France à ce jour^{18,19}, pour lesquelles le degré de participation se situe au niveau de la consultation, et en général dans la littérature internationale (le plus fréquent est le niveau implication)²⁰. La participation n'a cependant concerné que certaines étapes de l'EIS et devrait à l'avenir être mise en œuvre dès la phase de sélection.

Il ne faut pas sous-estimer les difficultés de la participation citoyenne : impliquant un « partage du pouvoir », elle peut être difficile à accepter par les décideurs ou autres parties prenantes dans un comité de pilotage.

Par ailleurs, sa mise en œuvre peut être compliquée sur le terrain par des phénomènes de compétition avec d'autres démarches de démocratie participative des collectivités ou autres opérations type rénovation urbaine. La participation citoyenne est coûteuse en temps et en ressources, elle nécessite des méthodes et des compétences spécifiques¹¹.

L'efficacité de cette EIS en matière de réduction des inégalités dépendra de la modification des projets par les décideurs, comme préconisé par les recommandations. Pour l'EIS de Plaine Commune, même si les décideurs (élus et transporteurs) ont manifesté en séance publique la volonté d'en intégrer un certain nombre, un suivi précis en 2016 permettra d'en rendre compte¹⁶.

Conclusion

Les EIS semblent pouvoir contribuer à la réduction des ISS selon deux types d'arbitrage. D'une part, le processus décrit sur les transports de Plaine Commune illustre les modes de prise en compte des inégalités au sein même du processus d'évaluation, répondant aux questionnements de la littérature. Il s'agit là de choix méthodologiques engageant à la fois le commanditaire et l'évaluateur de l'EIS, mais qui doivent être explicités. De nombreuses EIS laissent de côté cette question comme le montre l'analyse de la littérature, bien que l'équité représente une des valeurs de l'EIS¹³. On notera qu'ici la précision de l'analyse des mécanismes inégalitaires a ouvert des perspectives d'action publique au-delà même du thème de l'EIS : une meilleure compréhension de certains mécanismes constitutifs de la précarité alimentaire (interaction avec les dépenses familiales de transports), et surtout de l'extension de ce phénomène à des groupes locaux numériquement importants, devrait conduire à des programmes locaux ou régionaux dans ce domaine.

D'autre part, la contribution ou non des démarches d'EIS à une stratégie globale de réduction des ISS est aussi conditionnée, en amont de la conduite de chaque étude, par le contexte et la sélection de telle ou telle étude. On constate des mécanismes qui concourent à réduire l'impact de cette démarche : processus d'évitement de thématiques (peu d'EIS sont menées sur des politiques potentiellement inductrices d'inégalités fortes, politiques fiscales ou éducatives par exemple), localisme (les EIS se mènent à des échelles de proximité, identifiées comme plus facilement influençables mais avec peu d'effets sur des déterminants structureaux de la santé), et logiques socio-politiques (les groupes et quartiers les plus défavorisés sont moins entendus dans le débat public, donc moins à même de demander des approches qualitatives de ce type). Si cette dernière difficulté ne concerne pas l'expérience rapportée (l'ensemble du territoire de Plaine Commune est défavorisé ou très défavorisé), il importe d'y prêter attention de façon générale, à l'heure où la démarche EIS semble revendiquée dans de nombreux processus d'aménagement urbain. ■

Références

[1] Solar O, Irwin A. A conceptual framework for action on the social determinants of health. Social Determinants of Health Discussion Paper 2 (Policy and Practice). Geneva: World Health Organization; 2010. 75 p.

[2] Institut national de prévention et d'éducation pour la santé. L'évaluation d'impact sur la santé. Une aide à la décision pour des politiques favorables à la santé, durables et équitables. Saint-Denis: Inpes; 2015. 12 p.

[3] Wise M, Harris P, Harris-Roxas B, Harris E. The role of health impact assessment in promoting population health and health equity. *Health Promot J Austr.* 2009;20(3):172-9.

[4] Kemm J. Health Impact Assessment: Past achievement, current understanding, and future progress. Oxford: Oxford University Press; 2013. 313 p.

[5] Harris-Roxas B, Viliani F, Bond A, Cave B, Divall M, Furu P, et al. Health Impact assessment: the state of the art. *Impact Assessment and Project Appraisal.* 2012;30(1):43-52.

[6] World Health Organization, Regional Office for Europe. Health Impact Assessment: Main concepts and suggested approach, Gothenburg consensus paper. Brussels: European Center for Health Policy; 1999. 10 p. <http://www.apho.org.uk/resource/view.aspx?RID=44163>

[7] Douglas M, Scott-Samuel A. Addressing health inequalities in health Impact assessment. *J Epidemiol Community Health.* 2001;55(7):450-1.

[8] Barnes R, Scott-Samuel A. Health impact assessment and inequalities. *Rev Panam Salud Publica.* 2002;11(5-6):449-53.

[9] Simpson SJ, Mahoney M, Harris E, Aldrich R, Stewart-Williams JA. Equity-focused health impact assessment: a tool to assist policy makers in addressing health inequalities. *Environ Impact Assess Rev.* 2005;25(7-8):772-82.

[10] Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Int J Health Serv.* 1992;22(3):429-45.

[11] Harris P, Harris-Roxas B, Harris E, Kemp L. Health Impact Assessment: a Practical Guide. Sydney: Centre for Health Equity Training, Research and Evaluation (CHETRE); 2007: 43 p. http://hiaconnect.edu.au/wp-content/uploads/2012/05/Health_Impact_Assessment_A_Practical_Guide.pdf

[12] Scott-Samuel A, Birley M, Arden K. The Merseyside Guidelines for Health Impact Assessment (2^e ed.). Liverpool: International Health Impact Assessment Consortium; 2001.20 p. <http://www.apho.org.uk/resource/view.aspx?RID=44256>

[13] Harris-Roxas B, Simpson S and Harris E. Equity Focused Impact Assessment: a literature review. Sydney: Centre for Health Equity Training Research and Evaluation (CHETRE) on behalf of the Australasian Collaboration for Health Equity Impact

Assessment (ACHEIA); 2004. 74 p. [http://hiaconnect.edu.au/old/files/Harris-Roxas_B_\(2004\)_Equity_Focused_HIA.pdf](http://hiaconnect.edu.au/old/files/Harris-Roxas_B_(2004)_Equity_Focused_HIA.pdf)

[14] Mahoney M, Simpson S, Harris E, Aldrich R, Stewart Williams J. Equity Focused Health Impact Assessment Framework. Newcastle: Australasian Collaboration For Health Equity Impact Assessment (ACHEIA); 2004. 45 p. http://hiaconnect.edu.au/old/files/EFHIA_Framework.pdf

[15] Powell S L, Haigh F A, Abrahams D and Scott-Samuel A. Health Equity Impact Assessment. Health Promotion International Advance Access published February 28, 2013. Oxford University Press. <http://heapro.oxfordjournals.org/content/early/2013/02/28/heapro.dat012.full.pdf>

[16] Laporte A, Dubreuil M. Évaluation des impacts sur la santé de projets transport à Plaine Commune. Paris: Agence régionale de santé Île-de-France ; Observatoire régional de la santé Île-de-France; 2014. 329 p. <http://www.ars.iledefrance.sante.fr/L-Evaluation-d-Impact-sur-la-S.177132.0.html>

[17] International Association for Public Participation. IAP2 Spectrum of Public Participation; 2007. http://c.ymcdn.com/sites/www.iap2.org/resource/resmgr/imported/IAP2%20Spectrum_vertical.pdf

[18] Tollec L, Roué le Gall A, Jourden A, Auffray F, Jabot F, Vidy A, et al. L'Évaluation d'Impacts sur la Santé (EIS) : une démarche d'intégration des champs santé-environnement dans la voie du développement durable. Application à un projet urbain : la halte ferroviaire de Pontchaillou à Rennes. *Santé et Environnement.* 2013;4(2):1-17.

[19] Combes B, Legendre AL, Remvikos Y. Urbanisme et santé : quelle place pour les habitants des quartiers défavorisés dans la réduction des inégalités ? Retour d'expérience dans le cadre d'une EIS conduite en région parisienne. *Environ Risques Santé.* 2015;14(4):327-36.

[20] Center for Community Health and Evaluation and Human Impact Partners. Community Participation in Health Impact Assessment: A national Evaluation. Seattle, WA; 2015. 70 p. http://www.humanimpact.org/wp-content/uploads/Full-report_Community-Participation-in-HIA-Evaluation.pdf

Citer cet article

Laporte A, Ginot L. La démarche d'évaluation d'impact sur la santé : un outil de réduction des inégalités ? *Bull Epidémiol Hebd.* 2016;(16-17):313-9. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16-17_6.html

Encadré

Le comité de pilotage de l'EIS

Le Comité de pilotage regroupe toutes les parties en lien avec les projets sélectionnés. Il comprend :

- les *commanditaires* : Plaine Commune et ARS ;
- les *parties prenantes*, dont les promoteurs des projets transport – la Société du Grand Paris (SGP), la SNCF, la RATP, le Syndicat des transports d'Île-de-France (STIF), mais aussi les institutions intéressées au développement de ces projets – la délégation territoriale de l'ARS en Seine-Saint-Denis (93), le Conseil de développement de Plaine Commune (représentants de la société civile), le club des directeurs des ressources humaines de Plaine Commune Promotion, l'association des usagers des transports de Plaine Commune (AUT), l'association de défense de l'environnement « Environnement 93 » ;
- des *observateurs* : l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (Inpes), un expert d'IMPACT (*International Health Impact Assessment Consortium*) de l'université de Liverpool.

L'équipe d'évaluation est sous la responsabilité scientifique de deux évaluateurs – ARS et Observatoire régional de santé (ORS). Elle comprend :

- un chargé d'études de l'ORS, deux chargés d'études de l'Institut d'aménagement et d'urbanisme (IAU) d'Île-de-France ;
- un sous-groupe dédié à la participation citoyenne, la directrice de Profession Banlieue (Centre de ressources en politique de la ville de Seine-Saint-Denis), des représentants des services politiques de la ville ou santé des trois villes sélectionnées, un représentant de la communauté d'agglomération en charge de la participation citoyenne et une chercheuse en sciences sociales sur les démarches participatives – Centre d'études et d'expertise sur les risques, l'environnement, la mobilité et l'aménagement (Cerema) ;
- un expert d'IMPACT.

CONCEPTION ET ÉVALUATION D'UNE INTERVENTION D'AIDE À L'ARRÊT DU TABAC VISANT À LA RÉDUCTION DES INÉGALITÉS DE SANTÉ. L'EXEMPLE DU SITE INTERNET STOPADVISOR EN GRANDE-BRETAGNE

// DESIGN AND EVALUATION OF A SMOKING CESSATION INTERVENTION AIMED AT REDUCING HEALTH INEQUALITIES. THE EXAMPLE OF THE STOPADVISOR WEBSITE IN GREAT-BRITAIN

Pierre Arwidson (pierre.arwidson@santepubliquefrance.fr), Romain Guignard, Viêt Nguyen-Thanh

Santé publique France, Saint-Maurice, France

Soumis le 16.02.2016 // Date of submission: 02.16.2016

Résumé // Abstract

La réduction du tabagisme dans les populations socialement défavorisées est une composante importante de la réduction des inégalités sociales de santé. Pour cela, outre la prévention de l'initiation tabagique au sein de ces populations, il importe de concevoir des interventions d'aide à l'arrêt du tabac efficaces et adaptées à cet objectif.

Le projet StopAdvisor, mené par une équipe britannique, est un dispositif d'aide à l'arrêt du tabac par Internet. Cet article propose la synthèse d'un ensemble de travaux consacrés à la conception et l'évaluation de StopAdvisor. La conception du site a reposé sur la théorie de la motivation PRIME (*Plans, Responses, Impulses, Motives, Evaluations*) de Robert West ; il a été testé auprès de fumeurs britanniques socialement défavorisés (ayant un faible niveau d'études, au chômage ou ayant le statut d'ouvriers). Un essai contrôlé randomisé a été réalisé auprès de 4 613 fumeurs, pour moitié socialement défavorisés. Le critère d'analyse principal était une abstinence continue de 6 mois vérifiée biologiquement. L'étude a permis de montrer que le dispositif interactif StopAdvisor était plus efficace qu'un simple site d'information statique auprès des fumeurs socialement défavorisés, alors qu'il ne l'était pas pour les fumeurs favorisés.

Pour les fumeurs ne souhaitant pas s'engager dans un suivi psychologique en face-à-face, un dispositif d'aide à l'arrêt par Internet pourrait donc constituer une alternative efficace, notamment pour les fumeurs ayant un faible niveau socioéconomique.

Reducing smoking among smokers from low socioeconomic status is an important component for reducing social inequalities in health. To achieve this, besides the prevention of smoking initiation in these populations, it is important to design effective and appropriate interventions to help them to stop smoking.

The StopAdvisor project, led by a British team, is a smoking cessation website. This article is a synthesis of a series of original articles devoted to the design and the evaluation of StopAdvisor. The website was designed according to Robert West's PRIME (Plans, Responses, Impulses, Motives, Evaluations) motivation theory, and was tested by unemployed smokers or smokers with a low education level or a low economic status. A randomized controlled trial was conducted among 4,613 smokers, half of whom were of low socioeconomic status. The primary analysis endpoint was continuous abstinence for 6 months, and was biochemically verified. The study demonstrated that StopAdvisor was more effective than a simple information static webpage for low socioeconomic status smokers, while it was not among smokers with a higher socioeconomic level.

For smokers who do not wish to engage in face-to-face psychological counseling, a web-based mechanism may therefore be an effective alternative, in particular for smokers with a lower socioeconomic status.

Mots-clés : Tabagisme, Arrêt du tabac, Inégalités sociales de santé, Intervention par Internet
// *Keywords:* Smoking, Smoking cessation, Social inequalities in health, Internet-based intervention

Introduction

Cet article est la synthèse d'un ensemble de travaux consacrés à l'élaboration et l'évaluation d'un site Internet d'aide à l'arrêt du tabac, développé en Grande-Bretagne et nommé StopAdvisor. L'objectif est de présenter les progrès récents, tant dans le champ théorique que

dans la construction d'une prévention scientifiquement fondée des comportements tabagiques.

Michael Marmot écrit dans *Fair Society Healthy Lives*¹ que *la réduction du tabagisme est centrale à toute stratégie ayant pour but de réduire les inégalités de santé puisque le tabagisme est responsable d'environ*

la moitié de la différence en espérance de vie entre les catégories qui ont les plus faibles revenus et celles qui ont les meilleurs⁽¹⁾. Bien que la réduction des inégalités sociales de santé soit considérée comme un objectif central des politiques de santé publique, en France comme à l'étranger, la conception d'interventions fondées sur des théories et des faits, l'évaluation expérimentale et le déploiement d'interventions potentiellement capables de réduire ces inégalités restent exceptionnels. Le projet StopAdvisor, mené par une équipe britannique, fait partie de ces exceptions.

Michie et coll.² font le constat que l'aide à l'arrêt du tabac la plus efficace, à savoir une aide psychologique adaptée associée à un traitement médicamenteux, n'est utilisée que dans 5% des tentatives de sevrage des fumeurs britanniques, alors même qu'elle est gratuite au Royaume-Uni. De même, les fumeurs britanniques utilisent peu le soutien téléphonique mis à leur disposition. Brown et coll.^{3,4} ont donc entrepris de tester une forme d'aide au sevrage tabagique offerte sur Internet. Les interventions par Internet ont pour avantage, d'une part, d'avoir un coût par utilisateur très faible et, d'autre part, de constituer une alternative intéressante pour ceux qui ne souhaitent pas être aidés dans le cadre d'une consultation médicalisée. Le défi à relever était de concevoir une aide en ligne adaptée aux fumeurs britanniques socialement défavorisés, c'est-à-dire avec un faible niveau d'études, étant au chômage ou ayant le statut d'ouvrier. L'expression « fumeurs défavorisés »⁽²⁾ sera utilisée dans la suite de ce texte par souci de simplification. Suivant les recommandations selon lesquelles il est nécessaire de réduire la fracture numérique dans le domaine de la santé⁵, Brown et coll. ont choisi de concevoir une aide en ligne interactive adaptée à cette cible. Des fumeurs défavorisés ont été étroitement associés à son élaboration.

Le dispositif StopAdvisor

Michie et coll.² ont utilisé la plateforme collaborative de développement *open source* LifeGuide⁽³⁾, permettant des échanges entre équipes de recherche et destinée à l'élaboration d'applications Internet encourageant l'adoption de comportements favorables à la santé. Cette plateforme a, par exemple, été utilisée pour développer une application Web pour inciter les médecins généralistes à réduire leur prescription d'antibiotiques⁶ et une autre pour encourager le lavage des mains⁷.

Les fondements théoriques du dispositif

La théorie de la motivation PRIME (*Plans, Responses, Impulses, Motives, Evaluations*) de Robert West a servi de fondement à la construction du site⁸⁻¹⁰. Les modèles classiques de psychologie, comme par

exemple la théorie du comportement planifié d'Ajzen et Fishbein¹¹, considèrent l'intention comme stable dans le temps et quel que soit l'environnement. PRIME, au contraire, prend en compte les variations de l'intention au cours du temps, par exemple au cours de la journée, les variations des contextes dans lesquels les comportements s'insèrent ainsi que les variations des états intérieurs (humeurs, pensées, motivation). Ces fluctuations continues du niveau de motivation ont conduit West à insister sur l'importance d'aider le fumeur, candidat à l'arrêt du tabac, à se construire une identité forte de non-fumeur, ancrée affectivement et émotionnellement, lui permettant de résister aux fluctuations de la motivation et aux périodes de manque.

Habituellement, le contenu des interventions psychosociales de prévention est peu décrit, ou alors avec des termes trop imprécis comme « conseil individualisé » par exemple. Aussi est-il très difficile de les reproduire et de les comparer¹². Afin d'éviter cet écueil, Michie et coll. ont construit une nomenclature de techniques d'aide au changement de comportement vis-à-vis du tabac⁹.

Ainsi, StopAdvisor propose à l'internaute candidat au sevrage une série de techniques, par exemple :

- Se formuler une règle personnelle permettant de maintenir une résolution solide de ne plus fumer (par exemple, pas même une bouffée, *not even a puff*) ;
- Installer au cœur de son identité la caractéristique d'être non-fumeur ;
- Renforcer ses propres sources de motivation à ne pas fumer et en développer de nouvelles ;
- Changer les aspects de sa personnalité qui favorisent l'action de fumer ;
- Mettre en valeur les progrès accomplis ;
- Éviter les situations qui déclenchent l'envie de fumer ;
- Développer des méthodes efficaces pour détourner son attention face à des sensations de manque envahissantes ;
- Optimiser l'usage des aides médicamenteuses ;
- Créer un lien d'engagement de l'utilisateur vis-à-vis du site...

La conception du site Internet (figure)

Les règles de construction du site prévoient :

- de privilégier les images et les vidéos aux textes ;
- de proposer des textes les plus courts possibles et compréhensibles par des jeunes de 14 ans ;
- d'utiliser des mots ne dépassant pas 6 lettres et de limiter le temps nécessaire à la lecture de chaque section à 10 minutes maximum.

Des tests ont été réalisés auprès de fumeurs défavorisés, d'une part par le biais d'entretiens approfondis et, d'autre part, par des séances de verbalisation assistée, favorisant des associations libres d'idées à la lecture des différentes sections du site³.

⁽¹⁾ "Tobacco control is central to any strategy to tackle health inequalities as smoking accounts for approximately half of the difference in life expectancy between the lowest and highest income groups".

⁽²⁾ L'expression « fumeurs défavorisés » a été choisie comme traduction de "smokers with low socioeconomic status".

⁽³⁾ <https://www.lifeguideonline.org>

Évaluation de l'efficacité du dispositif

L'évaluation de l'efficacité du dispositif a été réalisée en deux étapes : une étude pilote suivie d'un essai contrôlé randomisé.

L'étude pilote

Les critères d'inclusion dans l'étude pilote³ étaient le fait d'être adulte (18 ans et plus), fumeur quotidien, de souhaiter arrêter de fumer, d'accepter d'utiliser

Figure

Copies d'écran du site StopAdvisor

StopAdvisor .com Personalised *expert advice* on **Stopping Smoking**

Smoking

QUESTION Q&A QUESTION

Have you smoked since your last session with StopAdvisor?
Please click one of the buttons below.

No, not even a puff

Yes, but I have stopped again

Yes, the same as before

next page >

StopAdvisor .com Personalised *expert advice* on **Stopping Smoking**

Keep a look out

THINGS ARE GOING WELL

It is **good to see you are doing well**. Having low cravings is a sign you are making progress. Especially in these early stages because this is when a lot of smokers find it very difficult.

It is **important you keep up this good work**. The best way to do this is to always keep a check on how you are feeling.

Cravings can sometimes creep up on you even when you think it is going well.

Even if you feel like you have it under control, it **may still be worth avoiding places where people smoke** – just in the early stages – this will make it easier for you.

If you do get stronger cravings, **select the 'very bad' button when we ask how they are**. We will then give you some tips that are particularly helpful for stronger cravings.

next page >

un site Internet envoyant des rappels par emails, d'être suivi pendant deux mois, de fournir un consentement éclairé et d'accepter d'être recontacté par téléphone et par email.

Ainsi, 204 fumeurs de 18 ans ou plus ont été recrutés, sans critères socioéconomiques préétablis, au moyen d'une publicité placée sur le portail d'aide à l'arrêt du tabac *SmokeFree* du ministère britannique de la Santé. Au bout de deux mois, un lien vers un questionnaire auto-administré en ligne leur a été envoyé. Les fumeurs se déclarant abstinents ont été invités à effectuer un auto-prélèvement salivaire à domicile à renvoyer à un laboratoire. Ceux qui ont accepté ont reçu un chèque-cadeau de 20 livres sterling. La variable principale d'impact était l'abstinence tabagique d'un mois, confirmée par une mesure de la cotinine salivaire inférieure à 15 ng/ml ou une mesure de l'anabasine <1 ng/ml pour les participants prenant des substituts nicotiques ou usagers de cigarettes électroniques.

L'essai randomisé contrôlé

L'évaluation expérimentale de StopAdvisor a été réalisée *via* un essai randomisé contrôlé⁴. Les critères d'inclusion étaient les mêmes que ceux de l'étude pilote, excepté la durée de l'engagement, portée à sept mois au lieu de deux.

Les deux bras de l'essai étaient soit l'accès au site StopAdvisor (bras intervention), soit l'accès à un site d'information statique (non interactif) sur l'arrêt du tabac (bras contrôle).

La taille de l'échantillon nécessaire pour cette évaluation a été calculée de manière à pouvoir observer une différence globale de 3% entre les deux bras de l'essai. L'échantillon devait également être de taille suffisante pour détecter une différence entre les fumeurs défavorisés et toutes les autres catégories plus favorisées (regroupées sous le terme « fumeurs favorisés »). Ainsi, chaque bras devait comprendre au minimum 2 130 personnes (soit 4 260 en tout). Pour atteindre cet objectif et celui d'un nombre suffisant de fumeurs défavorisés, la durée du recrutement a été prolongée jusqu'à l'obtention d'un échantillon total de 4 613 personnes, permettant d'inclure 2 142 fumeurs

défavorisés, *versus* 2 471 favorisés. La randomisation 1:1 était entièrement automatisée.

Au final, 2 321 fumeurs ont été inclus dans le bras intervention (StopAdvisor), répartis en 1 088 défavorisés et 1 233 favorisés ; 2 292 fumeurs ont été inclus dans le bras contrôle, dont 1 054 défavorisés et 1 238 favorisés.

Le critère d'analyse principal était l'abstinence prolongée à six mois déclarée, avec confirmation biologique sur échantillon de salive prélevé la dernière semaine (selon les mêmes dosages que lors de l'étude pilote). L'analyse a été effectuée en intention de traiter. Ainsi, les internautes déclarant ne pas avoir fumé depuis six mois et dont la déclaration était confirmée par dosage biologique, ont été considérés comme des succès de l'intervention. Inversement, si ces critères n'étaient pas atteints, les internautes étaient alors considérés comme des échecs de l'intervention.

Résultats des études d'efficacité du dispositif StopAdvisor

L'étude pilote

Dans l'étude pilote, aucune différence statistiquement significative n'a été observée selon la catégorie socioprofessionnelle favorisée (n=127) ou défavorisée (n=77), que ce soit dans l'abstinence de quatre semaines vérifiée biologiquement (19,7% *versus* 19,5% (OR=0,99, IC95% 0,48-2,02).), le nombre moyen de connexions (6,4 *versus* 6,5), le nombre de pages vues (134,9 *versus* 131,1%) ou la satisfaction en tant qu'utilisateur (pertinence 75,5% *versus* 75% et utilisation prévue dans le futur 71,7% *versus* 78,6%).

L'essai randomisé

L'échantillon recruté comprenait globalement un peu moins d'hommes que de femmes ; les participants avaient un âge moyen d'un peu moins de 40 ans, déclaraient avoir commencé à fumer à l'âge de 16,2 ans pour les fumeurs défavorisés et 17,1 ans pour les fumeurs favorisés. Le nombre de cigarettes déclarées fumées par jour était d'un peu plus de 20 pour les fumeurs défavorisés et d'environ 17 pour les fumeurs favorisés (tableau 1).

Tableau 1

Caractéristiques des participants à l'essai randomisé StopAdvisor *versus* contrôle

	Fumeurs défavorisés N=2 142		Fumeurs favorisés N=2 471		Ensemble N=4 613	
	StopAdvisor (n=1 088)	Contrôle (n=1 054)	StopAdvisor (n=1 233)	Contrôle (n=1 238)	StopAdvisor (n=2 321)	Contrôle (n=2 292)
Sex-ratio	0,65	0,67	0,53	0,56	0,59	0,61
Âge Moyenne (écart-type)	39,8 (14,8)	39,4 (14,3)	39,2 (11,3)	38,3 (10,9)	39,5 (13,0)	38,8 (12,5)
Âge de la première cigarette Moyenne (écart-type)	16,2 (5,3)	16,2 (4,3)	17,2 (4,9)	17,1 (4,2)	16,7 (5,1)	16,7 (4,2)
Nombre de cigarettes fumées par jour Moyenne (écart-type)	20,5 (9,4)	20,3 (9,4)	17,1 (8,1)	16,9 (8,3)	18,7 (8,9)	18,5 (9,0)

On n'observe pas de différence significative entre les fumeurs favorisés du groupe StopAdvisor et ceux du groupe contrôle sur le critère principal de jugement, à savoir une abstinence d'une durée de six mois confirmée biologiquement (12% *versus* 13%) avec ou sans ajustement (tableau 2). Les variables d'ajustement étaient la durée pour remplir le questionnaire d'inclusion, l'âge, la situation maritale et familiale (parents), le niveau d'éducation et de nombreuses variables décrivant le tabagisme, l'âge d'initiation, le nombre de cigarettes fumées, le niveau de dépendance tabagique, les tentatives d'arrêt au cours de l'année précédente, la force des sensations de manque, le niveau de confiance dans la chance de succès, une échelle de mesure de l'humeur (MPSS), etc.

En revanche, les taux d'arrêt des fumeurs défavorisés différaient statistiquement, avec 8% dans le bras StopAdvisor et 6% dans le bras contrôle ($p < 0,005$), avec ou sans ajustement. On retrouve la même structure de résultat sur le critère secondaire de jugement, c'est-à-dire l'abstinence déclarée au moment de l'enquête.

Le taux d'abstinence d'une durée de six mois est supérieur chez les fumeurs favorisés (12-13%), à comparer à celui des fumeurs défavorisés (8-6%). De même, le taux d'abstinence au moment de l'enquête, quelle que soit la durée de l'abstinence, est également supérieur chez les fumeurs favorisés (18-19% *versus* 13-10%).

Discussion

Brown et coll.⁴ ont montré, au moyen d'un essai randomisé et contrôlé, que l'aide en ligne interactive au sevrage tabagique StopAdvisor, spécialement conçue pour les fumeurs des classes sociales les moins favorisées, était plus efficace que l'accès à une page Internet statique d'information et de conseils. Les auteurs ont également constaté que cette aide n'était pas efficace pour les populations plus favorisées.

Ceci diffère en plusieurs points de ce qui est constaté en général sur l'utilisation des aides en ligne conçues sans prendre en compte les inégalités sociales de santé. L'étude du profil des utilisateurs des aides en ligne disponibles montre qu'ils appartiennent à des catégories sociales favorisées, et donc que l'efficacité des aides n'est montrée, le plus souvent, que sur ce public particulier (l'essai contrôlé randomisé français Stamp par exemple¹³). Il faut néanmoins noter que, dans le cadre de l'essai conduit par Brown et coll., les fumeurs les plus favorisés étaient globalement plus nombreux à parvenir à s'arrêter, bien que n'étant pas spécifiquement sensibles au site StopAdvisor.

Plusieurs défis successifs sont donc à relever pour mettre en place des actions efficaces auprès des publics défavorisés : concevoir des interventions adaptées à ces publics et en vérifier expérimentalement l'efficacité, puis attirer ou aller à la rencontre du public concerné (*outreach*) et mettre le service à sa disposition. Ceci peut se faire à distance par des campagnes de promotion téléphonique, par emails ou par courriers papier en utilisant des fichiers existants (par exemple ceux de Pôle Emploi ou des Caisses d'allocations familiales). Cela peut également se faire par des campagnes de recrutement qui pourraient se dérouler dans divers dispositifs accueillant ces publics pour des prestations ou des aides sociales.

Les auteurs de l'essai StopAdvisor sont, à notre connaissance, les premiers à avoir relevé ces défis et à avoir conçu et évalué expérimentalement une offre d'aide à l'arrêt du tabac qui s'inscrit dans l'approche dite d'universalisme proportionné de Michael Marmot. En effet, les aides en ligne habituellement offertes sont, d'une part, généralement conçues sans attention particulière pour les différences socioculturelles des différents publics et sont, d'autre part, spontanément davantage utilisées par les publics favorisés. Une aide à distance conçue spécifiquement pour les fumeurs défavorisés n'est donc pas en soi une mise en application de l'universalisme proportionné, mais en constitue une étape au sein d'une stratégie nécessairement multiple

Tableau 2

Comparaison de l'efficacité de StopAdvisor *versus* le site contrôle

	StopAdvisor	Contrôle	Odds ratio (IC95%)	p
Critère principal : abstinence d'une durée de six mois				
Fumeur favorisé	147/1 233 (12%)	156/1 238 (13%)	0,94 (0,74-1,19)	0,61
Avec ajustement			0,95 (0,75-1,22)	0,75
Fumeur défavorisé	90/1 088 (8%)	64/1 054 (6%)	1,39 (1,00-1,94)	0,0499
Avec ajustement			1,46 (1,04-2,05)	0,0238
Critère secondaire : abstinence au moment de l'enquête (prévalence ponctuelle)				
Fumeur favorisé	222/1 233 (18%)	232/1 238 (19%)	0,95 (0,78-1,17)	0,64
Avec ajustement			0,95 (0,77-1,17)	0,66
Fumeur défavorisé	136/1 088 (13%)	100/1 054 (10%)	1,36 (1,04-1,79)	0,0267
Avec ajustement			1,41 (1,07-1,88)	0,0081

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

et graduée, s'adressant à l'ensemble de la population tout au long de son gradient social. Il faut abandonner le service unique (*one size fits all*) et, au contraire, créer plusieurs services d'intensité et de qualité différentes. Il ne faut pas non plus attendre passivement derrière un guichet mais se montrer proactif et offrir les services adéquats à différents publics par des stratégies actives. Le chemin qui reste à faire en Grande-Bretagne est de transformer l'outil de recherche StopAdvisor en un service d'aide à l'arrêt ouvert au public et de s'assurer qu'il aura un taux de couverture satisfaisant au sein de sa cible. L'agence nationale de santé publique *Public Health England* travaille à inclure le dispositif de recherche StopAdvisor dans la palette de son offre pérenne proposée aux fumeurs britanniques.

Par ailleurs, l'équipe a fait l'effort d'explicitier les choix de conception du site, ses fondements théoriques et les principes en guidant la construction pour qu'il soit accessible aux fumeurs défavorisés. De plus, et cela est rare, une vérification biologique a été proposée aux participants pour vérifier leur abstinence.

En France, une orientation de l'aide à l'arrêt du tabac vers les fumeurs défavorisés demandera la conception de stratégies et d'outils adaptés¹⁴. L'Assurance maladie a mis en place des stratégies orientées en direction des populations les plus défavorisées¹⁵, et certains services hospitaliers d'aide au sevrage ont aussi mis en place des dispositifs spécifiques¹⁶. Il sera probablement nécessaire de combiner une aide en face à face, qui permet le repérage des fumeurs dans différents milieux et leur orientation vers une aide efficace et adaptée, qu'elle soit en face-à-face comme le propose Ann McNeill¹⁷ ou en ligne comme le propose l'Alliance pour la santé publique européenne (EPHA)⁵. En ce qui concerne l'aide en ligne pour les fumeurs ne souhaitant pas s'engager dans un suivi en face-à-face, elle doit être conçue avec la même rigueur que celle de l'équipe de StopAdvisor⁴. Il faudra également faire connaître cette offre aux publics qui en ont le plus besoin de façon proactive. ■

Remerciements

Sollicités pour rédiger cet article pour le BEH, Jamie Brown, Susan Michie et Robert West ont préféré que nous rédigiions nous-mêmes un commentaire de leurs travaux. Nous tenons à les remercier de leur confiance.

Références

- [1] Marmot M. Fair Society, Healthy Lives. Strategic review of health inequalities in England post-2010. 242 p. <http://www.instituteofhealthequity.org/projects/fair-society-healthy-lives-the-marmot-review>
- [2] Michie S, Brown J, Geraghty AW, Miller S, Yardley L, Gardner B, *et al.* Development of StopAdvisor: A theory-based interactive internet-based smoking cessation intervention. *Transl Behav Med.* 2012;2(3):263-75.
- [3] Brown J, Michie S, Geraghty AW, Miller S, Yardley L, Gardner B, *et al.* A pilot study of StopAdvisor: a theory-based interactive internet-based smoking cessation

intervention aimed across the social spectrum. *Addict Behav.* 2012;37(12):1365-70.

[4] Brown J, Michie S, Geraghty AW, Yardley L, Gardner B, Shahab L, *et al.* Internet-based intervention for smoking cessation (StopAdvisor) in people with low and high socio-economic status: a randomised controlled trial. *Lancet Respir Med.* 2014;2(12):997-1006.

[5] Marschang S. (Issue leader). Health inequalities and eHealth. Report of the eHealth Stakeholder Group to the European Commission. Final version, 21 February 2014. http://ec.europa.eu/newsroom/dae/document.cfm?doc_id=5170

[6] Little P, Stuart B, Francis N, Douglas E, Tonkin-Crine S, Anthierens S, *et al.* GRACE consortium. Effects of internet-based training on antibiotic prescribing rates for acute respiratory-tract infections: a multinational, cluster, randomised, factorial, controlled trial. *Lancet.* 2013;382(9899):1175-82.

[7] Little P, Stuart B, Hobbs FD, Moore M, Barnett J, Popoola D, *et al.* An internet-delivered handwashing intervention to modify influenza-like illness and respiratory infection transmission (PRIMIT): a primary care randomised trial. *Lancet.* 2015;386(10004):1631-9.

[8] West R. Theory of addiction. Oxford (UK): Blackwell Publishing; 2006. 211 p.

[9] Michie S, Hyder N, Walia A, West R. Development of a taxonomy of behaviour change techniques used in individual behavioural support for smoking cessation. *Addict Behav.* 2011;36(4):315-9.

[10] West R, Evans A, Michie S. Behavior change techniques used in group-based behavioral support by the English stop-smoking services and preliminary assessment of association with short-term quit outcomes. *Nicotine Tob Res.* 2011;13(12):1316-20.

[11] Fishbein M, Ajzen I. Predicting and changing behavior. The reasoned action approach. New York: Psychology Press; 2010. 518 p.

[12] Abraham C, Michie S. A taxonomy of behavior change techniques used in interventions. *Health Psychol.* 2008;27(3):379-87.

[13] Nguyen-Thanh V, *et al.* Le coaching par mail de Tabac Info Service : quelle efficacité ? Communication aux 10^e Journées de la prévention et de la santé publique. Paris, 9-10 juin 2015.

[14] Arwidson P. Quelles stratégies pour réduire les inégalités sociales de santé dans le domaine du tabagisme ? *La Santé en Action.* 2014;(427):4-5.

[15] Guionet M, Vincent I. Évaluation du dispositif de prise en charge des substituts nicotiniques : impact sur les bénéficiaires de la CMU-C. *La Santé en Action.* 2014;(427):9-11.

[16] Le Faou AL, Baha M. Sevrage tabagique et personnes en situation de précarité : l'intérêt d'une prise en charge spécifique. *La Santé en Action.* 2014;(427):6-8.

[17] McNeill A, Amos A, McEwen A, Ferguson J, Croghan E. Developing the evidence base for addressing inequalities and smoking in the United Kingdom. *Addiction.* 2012;107 Suppl 2:1-7.

Citer cet article

Arwidson P, Guignard R, Nguyen-Thanh V. Conception et évaluation d'une intervention d'aide à l'arrêt du tabac visant à la réduction des inégalités de santé. L'exemple du site Internet StopAdvisor en Grande-Bretagne. *Bull Epidémiol Hebd.* 2016;(16-17):320-5. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16-17_7.html