

- p. 515 **L'insécurité alimentaire dans l'agglomération parisienne : prévalence et inégalités socio-territoriales**
Food insecurity in Paris metropolitan area: prevalence and social and neighborhood inequalities
- p. 522 **La santé des travailleurs en situation de vulnérabilité sociale : une expérimentation pour faciliter l'accès à la prévention et aux soins (Premtes), France, 2008-2010**
Health of vulnerable workers: an experiment to facilitate access to health care and prevention (PREMTES), France, 2008-2010
- p. 526 **Contamination d'un réseau d'eau potable par de l'éthylène glycol dans un immeuble, Rennes (France), janvier 2011**
Contamination of a tap water system with ethylene glycol in a building in Rennes (France), January 2011
- p. 530 **Appel à qualification 2012 du Comité national des registres Maladies rares**
- p. 530 **Information aux lecteurs**

L'insécurité alimentaire dans l'agglomération parisienne : prévalence et inégalités socio-territoriales

Judith Martin-Fernandez (martin@u707.jussieu.fr)^{1,2}, France Caillavet³, Pierre Chauvin^{1,2,4}

1/ Inserm, UMR5707, Équipe de recherche sur les déterminants sociaux de la santé et du recours aux soins, Paris, France

2/ Université Pierre et Marie Curie-Paris 6, Paris, France

3/ Institut national de la recherche agronomique, Aliss (Alimentation et sciences sociales) UR1303, Ivry-sur-Seine, France

4/ AP-HP, Hôpital Saint-Antoine, Unité de santé publique, Paris, France

Résumé / Abstract

Introduction – L'insécurité alimentaire est la situation où l'accès des individus à des aliments sains, nutritifs et socialement acceptables est, pour des raisons financières, restreint, inadéquat ou incertain. Le but de ce travail était d'en estimer la prévalence dans l'agglomération parisienne et de la comparer avec celles précédemment obtenues en France avec d'autres outils, ainsi que de connaître les caractéristiques des ménages en insécurité alimentaire.

Méthodes – Ce travail porte sur les données de la troisième vague de la cohorte « Santé, inégalités, ruptures sociales » (SIRS 2010). Cette cohorte interroge 3 000 adultes représentatifs de la population de l'agglomération parisienne depuis 2005. L'insécurité alimentaire a été estimée à l'aide de l'échelle HFSS, qui permet de distinguer les ménages en sécurité alimentaire, en insécurité alimentaire modérée et sévère. Le niveau de revenu étant un déterminant majeur de l'insécurité alimentaire, nous avons stratifié les analyses multiniveaux sur 3 classes de revenus ($\leq 791\text{€}$; 791-1 166€ ; $> 1\,166\text{€}/\text{UC}$).

Résultats – En 2010, environ 94% des ménages vivant dans l'agglomération parisienne étaient en situation de sécurité alimentaire. Les 6,3% (IC95% [5,0-8,0]) restants ont vécu une situation d'insécurité alimentaire dans l'année précédente et environ 2,5% des ménages habitant dans l'agglomération parisienne ont vécu une situation d'insécurité alimentaire sévère. Selon le niveau de revenu, différentes caractéristiques à l'échelon du ménage sont apparues comme associées à la situation d'insécurité alimentaire. Concernant les ménages en dessous du seuil de pauvreté, le fait d'avoir un enfant de moins de 3 ans dans le ménage est associé péjorativement au fait d'avoir vécu une situation d'insécurité alimentaire (OR=2,11, $p=0,03$). Concernant les ménages ayant davantage de revenus, le type de ménage semble très fortement associé à l'insécurité alimentaire.

Food insecurity in Paris metropolitan area: prevalence and social and neighborhood inequalities

Introduction – Food insecurity (FI) is the situation where, because of financial reasons, people's access to healthy, nutritional and "socially acceptable" food is limited, inadequate or uncertain. The objective of this study was to estimate the prevalence of FI in Paris and its suburbs, and to compare it with former estimated prevalence at a national level with other tools, and to identify the characteristics of FI households.

Methods – This study is based on data from the third wave of the "Santé, Inégalités, Ruptures Sociales" cohort study (SIRS 2010). Since 2005, 3,000 adults representative of the population in Paris (France) and its suburbs have been surveyed in this cohort. FI was investigated by means of the HFSSM, which is used to characterise households experiencing food insecurity (moderate to severe). Since income level is a major determinant of food insecurity, we stratified the multilevel analyses to establish three income categories ($\leq 791\text{€}$; 791-1,166€ ; $> 1,166\text{€}/\text{CU}$).

Results – In 2010, approximately 94% of the households in Paris and its suburbs experienced food security. The remaining 6.3% (95%CI [5.0-8.0]) faced FI the previous year. About 2.5% of the households experienced severe FI. Depending on the income level, different household characteristics emerged as being associated with FI. As for households living below the poverty line, the presence of a child under 3 years of age in a household was strongly associated with FI (OR=2.11; $p=0.03$). In the case of higher-income households, once adjusted for income, the type of household appeared to be strongly associated with FI.

Conclusions – L'insécurité alimentaire existe en France et, s'il s'agit d'un événement intrinsèquement lié au niveau de revenu, il est nécessaire d'en connaître mieux les déterminants pouvant vulnérabiliser des ménages déjà fragiles.

Conclusions – Food insecurity exists in France, and even though it is intimately linked to income level, its prevalence in the most underprivileged households should be taken into consideration in social assistance policies.

Mots clés / Key words

Insécurité alimentaire, prévalence, caractéristiques socioéconomiques et territoriales, Paris / Food insecurity, prevalence, socioeconomic factor, spatial factor, Paris

Introduction

L'insécurité alimentaire (IA) définit la situation dans laquelle la possibilité de s'approvisionner en nourriture suffisante et adéquate d'un point de vue nutritionnel et de façon socialement acceptable (sans recours à la mendicité, au vol ou à des dons et des aides alimentaires [1]) est limitée ou incertaine [2]. Il s'agit d'un phénomène complexe et multidimensionnel, auquel de nombreuses études se sont intéressées, notamment aux États-Unis et au Canada [3]. Récemment, deux enquêtes françaises (« Étude individuelle nationale sur les consommations alimentaires » -Inca2- 2006-2007 [4], et « Baromètre santé nutrition » -BSN- 2008 [5]) ont été les premières à interroger, entre autres objectifs, ces situations en population générale. Il reste néanmoins important d'approfondir nos connaissances à ce sujet, notamment en utilisant un outil permettant des comparaisons internationales. L'insécurité alimentaire est, dans les pays du Nord, mesurée généralement de façon déclarative, les liens entre ces questionnaires et l'impact nutritionnel ayant été validés par de nombreuses études [6-8]. L'objectif de ce travail est, à l'aide d'un tel outil standardisé et actuellement couramment utilisé en Amérique du Nord (en particulier au Québec), mais aussi en Amérique Latine et en Asie [9-11], d'estimer la prévalence de l'IA dans l'agglomération parisienne, de la comparer à celles obtenues par les outils précédemment utilisés en France, et d'en connaître les principaux facteurs sociaux associés, en tenant compte dans les analyses d'un potentiel « effet » du quartier de résidence déjà interrogé dans la littérature [12].

Matériels et méthodes

Notre étude se base sur l'analyse transversale des données de la seconde vague d'enquête de la cohorte « Santé, inégalités et ruptures sociales » (SIRS), conduite en 2010 auprès d'un échantillon représentatif des adultes francophones de l'agglomération parisienne. La description de la cohorte SIRS a déjà été publiée à plusieurs reprises [13-15] et ne sera pas réexposée ici. Rappelons que la population d'étude est un échantillon, constitué aléatoirement à 3 degrés, de 3 000 adultes francophones habitant Paris et la première couronne de départements (départements 75, 92, 93, 94). Il a été redressé pour prendre en compte la stratégie d'échantillonnage, puis recalé par âge et sexe d'après les données du recensement de la population des quatre départements en 2006.

Insécurité alimentaire (IA) et insuffisance alimentaire

L'IA a été mesurée à l'aide du *Household Food Security Survey Module* (HFSSM) créé par le *United States Department of Agriculture* (USDA) en 1996 [3]. Notre traduction française s'est inspirée de celle utilisée au Québec pour le cycle 2004 de la *Canadian Community Health Survey* [16]. Dans sa version complète, le questionnaire comportait 18 questions : 10 pour les adultes et 8 concernant les enfants sur les 12 derniers mois [17]. Ces questions portaient de façon factuelle sur la situation des ménages concernant la suffisance et la disponibilité alimentaire pour des raisons financières (encadré 1). Nous avons calculé un score unique pour chaque ménage, sur la base des seules 10 questions concernant les adultes, comme cela a déjà été réalisé dans d'autres études [16-18]. Compris entre 0 et 10, ce score a permis de créer une variable à 3 catégories (sécurité alimentaire, IA modérée et IA sévère) en utilisant les seuils présentés par le USDA [17;19] et une variable dichotomique (sécurité alimentaire vs insécurité alimentaire) pour les modèles multiniveaux.

D'autres outils pour identifier l'IA existent. Certains sont basés sur la seule question préalable à l'outil HFSSM, qui est en fait la « *Food sufficiency question* » [20] utilisée dans le passé par l'USDA, notamment dans le cadre de l'étude NHANES [20]. Par convention, nous utiliserons donc dans ce cas le terme d'« insuffisance alimentaire » [20] pour cet indicateur (moins précis) dans la suite de l'article, en réservant le terme d'IA aux résultats du HFSSM. Cette question [20] est à l'origine des deux outils

utilisés pour caractériser la situation d'insuffisance alimentaire dans le contexte français en 2009 et 2010 [4;5], à partir des données des études Inca2 et BSN 2008. Le premier – appelé ici « l'outil Inca2 » – classe les individus en insuffisance alimentaire quand ils renseignent l'une des trois dernières réponses et ce pour des raisons économiques. Le deuxième indicateur, « l'outil BSN », distingue, lui, insuffisance alimentaire qualitative et quantitative (encadré 2). Ces deux outils interrogent la situation actuelle du foyer. Ils ont été appliqués à la population de SIRS afin de les comparer au HFSSM.

Covariables utilisées

Parce que l'IA a été mesurée au niveau des ménages, toutes les covariables utilisées dans ce travail ont également été recueillies et utilisées au niveau de ces mêmes ménages. Il s'agit du type de ménage (regroupé en 5 catégories : ménage mononucléaire composé d'un couple avec ou sans enfants, ménage complexe composé de plusieurs couples avec ou sans enfants ou de couples avec au moins une personne isolée, famille monoparentale, ménage d'une seule personne, ménage de membres isolés composé de personnes sans lien familial), de la présence d'enfants (de moins de 3 ans) dans le ménage (oui/non) ou le nombre de mineurs dans le ménage et de certaines caractéristiques du chef de ménage : sexe, âge (3 catégories : 18-29 ans ; 30-59 ans ; 60 ans et plus), niveau d'études (3 catégories : aucun ou enseignement primaire, secondaire, supérieur), statut d'activité (5 catégories : actif, étudiant, chômeur, retraité, au foyer, handicapé) et catégorie socioprofessionnelle. En

Encadré 1 Questions du HFSSM concernant les adultes, enquête SIRS 2010, France / Box 1 HFSSM questions for adults, SIRS Survey 2010, France

Au cours des 12 derniers mois, dans votre ménage, avez-vous eu peur de manquer de nourriture avant la prochaine rentrée d'argent ?

Souvent / Parfois / Jamais vrai

Au cours des 12 derniers mois, dans votre ménage est-il arrivé que toute la nourriture que vous aviez achetée ait été mangée et qu'il n'y ait pas d'argent pour en racheter ?

Souvent / Parfois / Jamais vrai

Au cours des 12 derniers mois, dans votre ménage est-il arrivé que vous n'avez pas assez d'argent pour manger des « repas équilibrés » ?

Souvent / Parfois / Jamais vrai

Au cours des 12 derniers mois, soit depuis [mois en cours] dernier, dans votre ménage, avez-vous déjà réduit les portions de vos plats ou sauté des repas parce qu'il n'y avait pas assez d'argent pour la nourriture ?

Oui / Non

Si oui : À quelle fréquence est-ce arrivé ?

Au cours des 12 derniers mois, avez-vous personnellement déjà mangé moins que vous auriez dû, selon vous, parce qu'il n'y avait pas assez d'argent pour acheter de la nourriture ?

Oui / Non

Au cours des 12 derniers mois, avez-vous personnellement déjà eu faim sans pouvoir manger parce que vous n'aviez pas les moyens d'avoir assez de nourriture ?

Oui / Non

Au cours des 12 derniers mois, avez-vous personnellement perdu du poids parce que vous n'aviez pas assez d'argent pour la nourriture ?

Oui / Non

Au cours des 12 derniers mois, dans votre ménage, vous est-il arrivé de passer une journée entière sans manger parce qu'il n'y avait pas assez d'argent pour la nourriture ?

Oui / Non

Si oui : À quelle fréquence est-ce arrivé ?

ce qui concerne le revenu mensuel du ménage par unités de consommation (UC), nous avons choisi de distinguer 3 catégories : ≤ 791 €/UC (seuil de pauvreté à 50% du revenu médian français), entre 791 et 1 166€ (seuil du premier quartile de la distribution des revenus de notre échantillon), et $>1 166$ €. Dans un souci descriptif, nous avons également porté attention au fait de percevoir, ou non, au moins un des *minima* sociaux et le fait de vivre dans un HLM. Enfin, le type de l'Iris [21] de résidence a été pris en compte. Celui-ci est regroupé en 3 catégories : l'une distinguant les Iris classés en zone urbaine sensible (ZUS) et les deux autres (« ouvrier » (hors ZUS) et « moyen ou supérieur ») d'après la typologie d'E. Prêteceille [22].

Analyses

Afin de comparer les outils Inca2 et BSN avec notre indicateur principal, nous avons estimé leur sensibilité (proportion de tests positifs sur les personnes souffrant d'insécurité alimentaire), leur spécificité (proportion de tests négatifs sur les individus en sécurité alimentaire) et la valeur prédictive positive (VPP : probabilité que les personnes identifiées par le test d'IA soient « vraiment » en insécurité alimentaire).

Les prévalences de l'IA ont été pondérées comme indiqué précédemment (redressement et calage). Les associations entre l'IA et les différentes variables ont été estimées à l'aide d'un modèle multiniveaux, ajusté sur l'âge et le sexe de la personne de référence du ménage, sélectionnant de façon pas-à-pas descendante les variables individuelles significativement associées dans l'une ou l'autre des catégories de revenus et dans lequel la variable contextuelle (type de l'Iris de résidence) a été forcée. La présence d'interactions entre les catégories de revenus et d'autres variables a nécessité une stratification du modèle. Les analyses multiniveaux ont été effectuées sur les données non pondérées et non redressées. Les analyses ont été effectuées sous PSAW 19® et Stata® 11.

Résultats

Au total, 6,3% (IC95% [5,0-8,0]) des ménages a vécu une situation d'IA au cours des 12 derniers mois ; 3,9% (IC95% [3,1-4,9]) ayant été en IA modérée et 2,4% (IC95% [1,7-3,6]) en IA sévère. Nous avons comparé cette prévalence d'IA avec celles obtenues en appliquant les indicateurs Inca2 et BSN à nos données. Les différences observées entre IA et insuffisance alimentaire sont significatives et importantes (figure 1).

Comparé au HFSSM, la sensibilité de l'outil Inca2 était de 79,9% (IC95% [74,2-85,6]) et sa spécificité de 94,2% (IC95% [93,3-95,1]), avec une VPP de 48,4%. Les deux niveaux de l'insuffisance alimentaire (qualitative et quantitative) de l'outil de BSN ont été comparés avec ceux de la sévérité du HFSSM. Par rapport à l'IA modérée, l'insuffisance alimentaire qualitative avait une sensibilité de 82,4% (IC95% [74,9-89,7]), une spécificité de 84,0% (IC95% [82,6-85,4]) et une VPP de 16,0% seulement. Par rapport à l'IA sévère, l'insuffisance alimentaire quantitative avait une sensibilité de 39,7% (IC95% [28,5-50,9]), une spécificité de 99,1% (IC95% [98,7-99,4]) et une VPP de 51,8%.

Encadré 2 Questions concernant l'insuffisance alimentaire posées dans les précédentes études en France / Box 2 Food insecurity questions used in previous French surveys

Outil Inca2

Parmi les quatre situations suivantes, quelle est celle qui correspond le mieux à la situation actuelle de votre foyer ?

- 1) Vous pouvez manger tous les aliments que vous souhaitez
- 2) Vous avez assez à manger mais pas toujours les aliments que vous souhaiteriez.
- 3) Il vous arrive parfois de ne pas avoir assez à manger.
- 4) Il vous arrive souvent de ne pas avoir assez à manger.

Les réponses 2-3-4 n'étaient considérées que si elles étaient suivies d'une réponse positive à la question suivante :

- Pour quelle(s) raison(s) pensez-vous que vous ne pouvez pas manger tout ce que vous souhaiteriez ?
Vous avez des rentrées d'argent insuffisantes ou irrégulières qui vous obligent à économiser sur la nourriture?

Insuffisance alimentaire

Outil BSN

Parmi les quatre situations suivantes, quelle est celle qui correspond le mieux à la situation actuelle de votre foyer ?

- 1) Il vous arrive souvent de ne pas avoir assez à manger
- 2) Il vous arrive parfois de ne pas avoir assez à manger
- 3) Vous avez assez à manger mais pas toujours les aliments que vous souhaiteriez
- 4) Vous pouvez manger tous les aliments que vous souhaitez

Insuffisance alimentaire quantitative

→ Insuffisance alimentaire qualitative

Diverses caractéristiques étaient associées à l'IA dans l'analyse univariée (tableau 1). La prévalence de l'IA diminuait avec le vieillissement du chef de ménage. Comme attendu, le revenu est très fortement apparu associé à l'IA. La prévalence de l'IA était très élevée parmi les ménages sous le seuil de pauvreté (presque 12 fois plus que celle des ménages avec un revenu mensuel supérieur à 1 166€/UC, $p < 0,001$). Les bénéficiaires de *minima* sociaux sont également les plus fréquemment en IA (27,0%). Dans la population résidant en HLM, la prévalence de l'IA était également 3 fois plus élevée (13,1%) que dans le reste de la population. Enfin, la prévalence de l'IA était également 3 fois plus élevée dans les ménages résidant en ZUS (13,6%) et 2 fois plus élevée dans les ménages résidant dans un Iris « ouvrier » (8,4%) que chez les autres.

Même si l'IA était étonnamment présente dans tous les groupes socioprofessionnels, y compris les plus élevés, elle était plus fréquente chez les

employés et les ouvriers (respectivement 11,0% et 9,7%). On observe un gradient significatif selon le niveau d'études ($p < 0,001$). Enfin, la prévalence d'IA était également différente entre les types de ménages. La prévalence d'IA était plus faible dans les ménages mononucléaires et les ménages sans enfant que dans les ménages complexes, les ménages avec 3 enfants ou plus, ainsi que les ménages monoparentaux (17,1%).

Après stratification et ajustement sur le revenu des ménages, peu de caractéristiques restent significativement associées avec l'IA (tableau 2). Le fait d'avoir un enfant de moins de 3 ans était associé avec l'IA chez les ménages les plus pauvres (OR=2,11, IC95% [1,08-4,12]) mais cette association diminuait et n'était plus significative dans les autres strates de revenu. Le seul facteur significativement associé dans l'ensemble des strates de revenu était le fait d'être un ménage monoparental (avec une association de plus en plus forte quand le revenu augmentait). Dans les

Figure 1 Prévalence de l'insécurité alimentaire selon différents instruments de mesure dans l'enquête SIRS 2010, France / Figure 1 Prevalence of food insecurity in the French SIRS Survey in 2010, according to different measurement tools

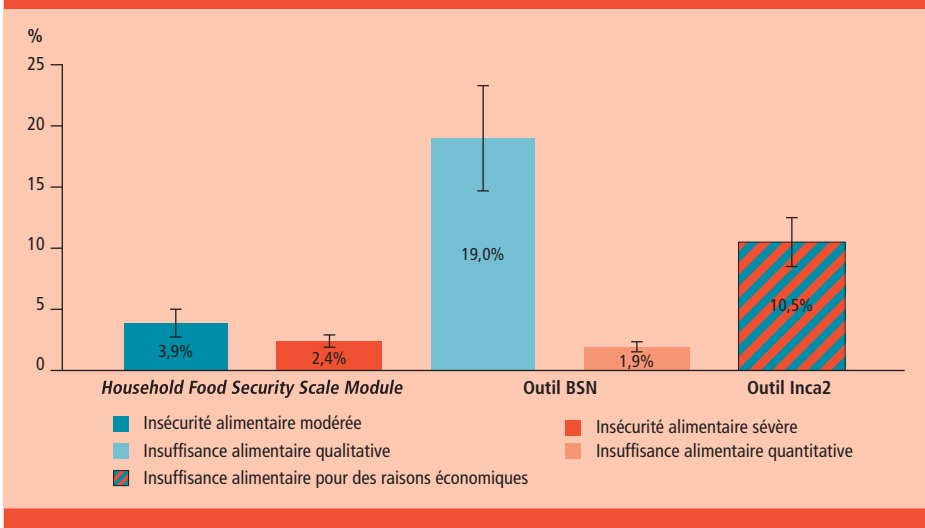


Tableau 1 Prévalence de l'insécurité alimentaire (IA) selon différentes caractéristiques démographiques et socioéconomiques, enquête SIRS 2010, France / **Table 1** Prevalence of food insecurity according to various demographic and socioeconomic characteristics, SIRS Survey 2010, France

	Effectifs pondérés	IA modérée			IA sévère			IA totale		
		Prévalence	IC95%	p	Prévalence	IC95%	p	Prévalence	IC95%	p
Population totale	3 006	3,9%	[3,1-4,9]		2,4%	[1,6-3,6]		6,3%	[5,0-8,0]	
Type de ménage										
Personne seule	572	3,2%	[1,9-5,1]	<0,001	2,4%	[1,5-4,0]	<0,001	5,6%	[4,0-7,7]	<0,001
Ménage mononucléaire	1 972	2,6%	[1,8-3,6]		1,6%	[0,9-3,0]		4,2%	[2,8-6,2]	
Ménage plurinucléaire	75	13,6%	[5,9-28,4]		8,9%	[4,2-17,8]		21,5%	[12,7-36,5]	
Ménage monoparental	279	12,2%	[8,3-17,5]		5,0%	[3,0-8,0]		17,1%	[12,8-22,6]	
Ménage d'isolés	163	3,0%	[0,5-12,9]		5,1%	[1,5-15,8]		8,0%	[3,1-19,1]	
Nombre d'enfants dans le ménage										
Aucun	1 867	2,9%	[2,0-4,2]	<0,001	1,8%	[1,2-2,8]	0,006	4,7%	[3,6-6,2]	<0,001
Un ou deux	892	5,2%	[3,6-7,2]		3,0%	[1,7-5,3]		8,2%	[5,7-11,4]	
Trois et plus	247	6,7%	[4,1-10,8]		5,1%	[2,4-10,2]		11,8%	[7,5-18,0]	
Sexe du chef de ménage										
Homme	2 286	3,5%	[2,6-4,5]	0,046	2,3%	[1,4-3,6]	0,332	5,7%	[4,3-7,7]	0,022
Femme	719	5,2%	[3,7-7,3]		2,9%	[1,9-4,6]		8,1%	[6,2-10,6]	
Âge du chef de ménage										
18-29 ans	314	6,4%	[3,6-11,1]	0,02	4,9%	[2,2-10,6]	<0,001	11,3%	[7,2-17,2]	<0,001
30-59 ans	1 872	3,9%	[2,9-05,2]		2,9%	[1,8-4,6]		6,8%	[5,1-8,9]	
60 ans et plus	820	2,9%	[1,7-04,7]		0,5%	[0,2-1,2]		3,3%	[2,1-5,3]	
Catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage										
N'a jamais travaillé	87	3,9%	[0,6-21,7]	<0,001	3,4%	[1,0-11,0]	<0,001	7,3%	[2,4-20,1]	<0,001
Cadres et professions intellectuelles	1 066	1,3%	[0,6-2,8]		0,6%	[0,1-2,6]		1,9%	[0,9-3,7]	
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	209	2,8%	[0,8-9,2]		1,4%	[0,4-4,8]		4,2%	[1,7-10,0]	
Professions intermédiaires	360	3,5%	[1,7-7,3]		2,2%	[0,9-4,9]		5,7%	[3,3-9,6]	
Employé	893	6,1%	[4,5-8,1]		4,9%	[3,2-7,6]		11,0%	[8,7-13,9]	
Ouvrier	335	6,9%	[4,4-10,6]		2,7%	[1,5-5,1]		9,7%	[6,6-13,8]	
Niveau d'études du chef de ménage										
Supérieur	1 580	2,6%	[1,6-4,3]	<0,001	1,3%	[0,7-2,4]	<0,001	3,9%	[2,7-5,7]	<0,001
Secondaire	1 053	4,6%	[3,5-5,9]		3,7%	[2,3-5,7]		8,3%	[6,4-10,5]	
Aucun ou primaire	352	7,7%	[4,7-12,4]		3,7%	[2,0-7,2]		11,4%	[7,4-17,7]	
Revenu/unité de consommation (UC) du ménage										
>1 166€	2 211	2,0%	[1,2-3,2]	<0,001	0,9%	[0,4-1,5]	<0,001	2,9%	[1,9-4,3]	<0,001
791-1 166€	439	6,6%	[4,6-9,3]		3,4%	[2,0-5,6]		10,0%	[7,4-13,1]	
≤791€ (seuil de pauvreté à 50%)	356	12,1%	[8,7-16,9]		11,3%	[7,3-17,3]		23,4%	[17,6-30,8]	
Source des revenus										
Minima sociaux	235	17,6%	[12,6-24,1]	<0,001	9,3%	[5,7-14,9]	<0,001	27,0%	[20,9-34,0]	<0,001
Autres	2 738	2,7%	[2,0-3,7]		1,8%	[1,2-2,8]		4,6%	[3,5-5,9]	
Ménage vivant dans un HLM										
Non	2 244	2,5%	[1,7-3,7]	<0,001	1,5%	[0,9-2,5]	<0,001	4,0%	[2,9-5,5]	<0,001
Oui	762	7,8%	[6,1-10,0]		5,3%	[3,6-7,9]		13,2%	[10,2-16,8]	
Niveau socio-économique du quartier										
ZUS	448	8,9%	[6,6-11,7]	<0,001	4,7%	[2,6-8,4]	<0,001	13,6%	[9,2-19,3]	<0,001
Ouvrier	489	6,4%	[4,7-8,6]		2,1%	[1,0-4,6]		8,4%	[5,5-12,6]	
Moyen et supérieur	2 069	2,2%	[1,3-3,6]		2,0%	[1,1-3,6]		4,3%	[2,9-6,3]	
Situation professionnelle du chef de ménage										
Actif	1 980	3,6%	[2,7-4,9]	<0,001	2,1%	[1,3-3,3]	<0,001	5,7%	[4,4-7,4]	<0,001
Chômeur	79	5,7%	[1,7-17,2]		6,1%	[1,2-25,9]		11,7%	[4,9-25,7]	
Étudiant	157	7,9%	[4,3-14,1]		11,2%	[4,8-24,1]		19,1%	[11,2-30,6]	
Retraité	716	2,9%	[1,8-4,8]		0,5%	[0,2-1,2]		3,4%	[2,2-5,3]	
Au foyer	38	4,5%	[1,3-14,6]		8,9%	[3,1-23,3]		13,5%	[6,2-26,7]	
Handicapé	25	17,8%	[9,2-31,6]		13,0%	[5,5-27,9]		30,8%	[20,2-44,0]	

deux catégories de revenus supérieures, toutes les configurations de ménage autres que mono-nucléaire étaient à risque d'IA, avec des forces d'association élevées et significatives (même si les intervalles de confiance sont larges).

Dans l'analyse stratifiée, la variance entre quartiers n'était plus significative, même si dans la deuxième strate, vivre en ZUS était une situation péjorativement associée à l'IA à la limite de la significativité (OR=2,15 IC95% [0,96-4,80]).

Les autres facteurs, faute d'effectifs suffisants, n'étaient pas significativement associés même si des tendances restaient observables. Ainsi, il semblerait que les ménages dont le chef est une femme soient dans une situation protectrice. Dans les strates les plus aisées notamment,

les ménages dont le chef a entre 18 et 29 ans semblaient être dans une situation défavorable. Concernant l'occupation professionnelle, si aucune tendance n'a été observable, il faut tout de même noter le risque spécifique des handicapés, qui a été observé dans toutes les strates de revenus même s'il n'était significatif que chez les plus aisés.

Discussion

Nous avons observé une prévalence globale de l'IA de 6,3%, avec 2,4% d'IA sévère. Ces chiffres représentent aussi des prévalences au niveau individuel qui, extrapolées à la population totale du territoire d'étude (départements 75, 92, 93, 94, soit une population de 5 175 409 adultes

en 2006), conduisent à une estimation de 326 000 adultes concernés par l'IA, dont 124 200 d'entre eux en IA sévère.

Dans cette étude, nous avons identifié plusieurs caractéristiques des ménages ayant connu une situation d'IA dans les 12 derniers mois. La prévalence la plus élevée d'IA était observée chez les ménages dont les revenus étaient issus des *minima* sociaux, les ménages complexes et, bien sûr, chez les ménages les plus pauvres. Au contraire, la prévalence était particulièrement faible parmi les ménages dont le chef était un cadre ou une personne de plus de 60 ans. Après ajustement, outre le revenu, seul le type de ménage restait associé à l'IA et ce sur les trois strates de revenu. Le fait d'avoir un enfant de

Tableau 2 Analyse multivariée et stratifiée des caractéristiques associées à l'insécurité alimentaire (IA), enquête SIRS 2010, France / **Table 2** Multivariate and stratified analysis of the characteristics associated with food insecurity, SIRS Survey 2010, France

	Revenu du ménage/UC ^a ≤791 € (seuil de pauvreté) N=371					Revenu du ménage/UC 791-1 166 € N=542					Revenu du ménage/UC >1 166 € N=2 093				
	% IA	Modèle vide	ORa ^b	IC95%	p	% IA	Modèle vide	ORa	IC95%	p	% IA	Modèle vide	ORa	IC95%	p
Revenu par UC/100		-	0,90	[0,75-1,08]	0,25		-	0,70	[0,53-0,91]	0,01		-	0,88	[0,83-0,94]	<0,001
Type de ménage															
Ménage mono-nucléaire	22,53	-	-	-	réf ^c	8,2	-	-	-	réf	1,35	-	-	-	réf
Ménage complexe	47,06		2,24	[0,73-6,87]	0,16	26,67		5,58	[1,34-23,24]	0,02	7,69		5,36	[1,09-26,45]	0,04
Ménage monoparental	34,62		2,89	[1,10-7,62]	0,03	25,69		5,60	[2,05-15,32]	0,001	9,46		5,85	[2,19-15,59]	<0,001
Personne seule	22,22		1,32	[0,56-3,10]	0,53	12,5		3,28	[1,20-8,96]	0,02	3,48		3,43	[1,56-7,54]	0,002
Ménage d'isolés	13,64		0,79	[0,19-3,32]	0,75	0,00		NC	.	.	7,04		6,57	[2,13-20,25]	0,001
Présence d'enfant de moins de 3 ans dans le ménage															
Non	22,26	-	-	-	réf	12,5	-	-	-	réf	2,84	-	-	-	réf
Oui	42,62		2,11	[1,08-4,12]	0,03	16,13		1,36	[0,58-3,16]	0,48	3,25		1,17	[0,42-3,24]	0,77
Sexe du chef de ménage															
Homme	26,09	-	-	-	réf	10,61	-	-	-	réf	2,31	-	-	-	réf
Femme	24,82		0,55	[0,24-1,26]	0,16	16,51		0,65	[0,28-1,54]	0,33	4,21		0,72	[0,35-1,45]	0,36
Âge du chef de ménage															
60 ans et plus	18,52	-	-	-	réf	7,88	-	-	-	réf	1,18	-	-	-	réf
30-59 ans	27,73		0,65	[0,25-1,70]	0,38	14,94		1,73	[0,28-10,77]	0,56	3,57		2,56	[0,64-10,21]	0,18
18-29 ans	26,47		0,86	[0,22-3,41]	0,83	16,33		2,55	[0,33-19,86]	0,37	6,3		3,02	[0,61-14,96]	0,18
Situation professionnelle du chef de ménage															
Actif	25,17	-	-	-	réf	15,18	-	-	-	réf	3,19	-	-	-	réf
Chômeur	31,87		1,33	[0,71-2,52]	0,37	15,91		1,05	[0,39-2,83]	0,40	7,89		1,64	[0,46-5,86]	0,45
Étudiant	12,50		0,46	[0,07-2,90]	0,41	6,67		0,35	[0,03-4,01]	0,92	12,5		2,36	[0,41-13,42]	0,33
Retraité	14,93		0,50	[0,17-1,49]	0,22	7,84		0,95	[0,14-6,38]	0,96	1,35		1,07	[0,27-4,26]	0,92
Au foyer	30,43		1,01	[0,33-3,05]	0,99	0,00		NC	.	.	7,14		1,38	[0,16-11,96]	0,77
Handicapé	42,86		2,49	[0,86-7,22]	0,09	30,77		2,70	[0,61-11,95]	0,19	50,00		34,98	[3,64-336,16]	0,002
Niveau socio-économique du quartier															
Moyen et supérieur	21,00	-	-	-	réf	8,57	-	-	-	réf	2,01	-	-	-	réf
Ouvrier	22,73		0,98	[0,46-2,08]	0,96	11,36		1,35	[0,57-3,19]	0,50	3,42		1,05	[0,51-2,18]	0,89
ZUS	30,43		1,30	[0,63-2,67]	0,48	18,32		2,15	[0,96-4,80]	0,06	5,41		1,70	[0,91-3,18]	0,10
Variance de niveau 2			Erreur standard					Erreur standard					Erreur standard		
			0,10	0,19	0,35			0,23	0,23	0,25			0,00	0,00	0,40

^a UC : Unité de consommation

^b ORa : Odds-ratio ajusté

^c Réf : Référence

moins de 3 ans était péjorativement associé à l'IA chez les ménages les plus pauvres.

Si l'utilisation de l'outil HFSSM a été discutée dans plusieurs études [23], ce dernier s'avère utile pour décrire la situation française grâce à sa capacité d'identifier les niveaux de sévérité de l'IA et à la possibilité de comparaisons internationales. Ce travail est le premier, à notre connaissance, à utiliser cet outil en France.

La première limite de ces résultats est liée à leur transversalité, qui exclut toute interprétation causale mais permet néanmoins d'identifier des types particuliers de ménages susceptibles d'être en IA. Une autre limite (commune à toutes les études utilisant ce type d'outils) est le fait qu'une seule personne réponde au questionnaire qui permet la classification du ménage entier. L'impact de cette limite est ici réduit par le fait que 99% des répondants occupent la position de chef de ménage (ou de son conjoint) et ont donc une bonne connaissance de la situation du ménage dans son intégralité. Un biais de déclaration a pu également conduire à une sous-estimation de la prévalence, l'IA étant une situation péjorative et stigmatisante. Ce point peut être particulièrement ressenti par certaines populations si on considère qu'un biais culturel peut jouer un rôle dans la déclaration ou non de cette situation. Cependant, les circonstances de passation (face-à-face au domicile), la structure et la longueur du questionnaire SIRS (qui interroge par ailleurs de nombreuses dimensions intimes de la vie des individus) nous permettent de penser que ce biais n'est sans doute pas majeur. Par ailleurs, les personnes non francophones n'étant pas interrogées, les prévalences évaluées peuvent être sous-estimées si on considère que celles-ci appartiennent plus souvent aux groupes sociaux défavorisés. Enfin, les données disponibles dans la cohorte SIRS ne nous permettent pas de faire le lien entre l'IA et le statut nutritionnel ; ce lien a été montré par d'autres études, à l'étranger comme en France [4].

On observe une différence majeure concernant l'insuffisance alimentaire qualitative : nous l'avons estimée à 19,0%, contre 39,7% dans la population totale en 2008 par le BSN [5]. Nos estimations concernant l'insuffisance alimentaire quantitative sont plus basses que celles retrouvées par l'Inca2 sur l'ensemble de la France (2006-2007) [4], alors même que la période de référence concerne les 12 derniers mois dans notre enquête et la situation présente pour les deux autres outils. Une part de cette différence peut s'expliquer par la situation économique globale de la région parisienne, au niveau de vie en moyenne plus élevé que celui de la France entière (même si c'est aussi la région avec les plus fortes disparités sociales [24]). Pour autant, appliqués à une même population (celle de SIRS) et à un même pas de temps (12 derniers mois), la comparaison des performances des deux outils Inca2 et BSN par rapport au HFSSM confirme que les deux premiers mesurent un phénomène plus large et moins spécifique que l'IA, comme en témoignent leurs faibles VPP par comparaison au HFSSM.

En accord avec les études menées au Canada et aux États-Unis [25;26], notre étude observe le poids prédominant du revenu sur l'IA et celui du

type de ménage et de l'âge, de l'âge du chef de ménage et de la présence d'enfants. Nos résultats mettent en évidence des situations familiales spécifiquement vulnérables.

Tout d'abord, un résultat alarmant pour les ménages les plus pauvres (rappelons que la France comptait, en 2009, 4,5 millions de personnes sous le seuil de pauvreté utilisé ici), avec la mise en évidence d'un risque accru pour les ménages avec un enfant de moins de 3 ans et pour les parents isolés. Ce résultat s'explique sans doute par le fait qu'une naissance, même si elle s'accompagne en France d'avantages sociaux, représente une charge économique importante, notamment par l'impact qu'elle a sur l'activité professionnelle de l'un des parents [27]. Ce résultat est inquiétant au regard de la littérature concernant l'impact de l'IA sur les enfants [28], même si nous savons que, dans les ménages souffrant d'IA, les adultes peuvent compromettre leur propre alimentation pour préserver en priorité celle des enfants [29].

Par ailleurs, dans les deux strates supérieures de revenu, le type de ménage est déterminant pour le statut de sécurité alimentaire. Dans la deuxième strate (qui concerne des ménages encore modestes), les familles complexes et monoparentales sont les types de ménages les plus susceptibles d'être en IA ; tout comme, dans la dernière strate, les ménages d'isolés. Ces modèles étant ajustés sur le revenu et sur le sexe du chef de ménage, nos résultats suggèrent une vulnérabilité spécifique de ces ménages. Peut-être parce que leur part de budget disponible pour la nourriture, après acquittement des différentes dépenses incompressibles, reste problématique. Nous savons, d'après les données de recensement (Insee, 2006), que les ménages complexes concernent également plus souvent des personnes immigrées (37,1% des membres de ménages complexes sont immigrés). On peut donc penser que les conditions de vie de ces ménages sont globalement plus défavorisées et précaires que celles des autres [30]. Malheureusement, nous ne disposons pas du statut migratoire de l'ensemble du ménage pour tester cette hypothèse.

Enfin, on soulignera la situation particulière des personnes handicapées dont les ménages sont plus à risque d'être en IA dans les trois strates de revenu. Ce résultat souligne leur situation économique et sociale particulièrement critique en France, notamment (mais pas seulement) parce que l'allocation adulte handicapé reste inférieure au seuil de pauvreté.

Cette étude a souligné la vulnérabilité de certains ménages de l'agglomération parisienne. Cette situation concerne particulièrement des publics souvent déjà identifiés par les services sociaux (bénéficiaires de *minima* sociaux, résidents de HLM) ou par des politiques publiques (résidents des ZUS) sans qu'elle soit particulièrement et spécifiquement prise en compte par des dispositifs publics. L'aide alimentaire reste majoritairement du ressort des associations dont les subventions sont à la baisse (une baisse drastique des aides européennes a été récemment débattue, les subventions gouvernementales diminuent également). Dans le contexte actuel de crise économique, où les personnes les plus

vulnérables sont particulièrement sensibles aux variations de prix et aux chocs financiers [31], nos résultats plaident pour que l'insécurité alimentaire fasse l'objet d'une surveillance en santé publique et de politiques publiques spécifiques et complémentaires aux revenus sociaux existants. L'utilisation de l'HFFSM pour cette surveillance nous semble alors devoir être privilégiée. En effet, il s'agit d'un outil largement utilisé, qui permet des comparaisons internationales et qui interroge (par construction) des situations factuelles d'IA plus détaillées. En outre, parce qu'il conduit à une prévalence plus basse du phénomène que celles estimées par les outils précédemment utilisés (dont les valeurs prédictives positives sont dès lors bien plus faibles), il cible une population plus restreinte, en direction de laquelle des actions et des aides spécifiques pourront être envisagées.

Remerciements

Cette recherche a été soutenue par l'Agence nationale de la recherche (Programme national nutrition santé), l'Institut de recherche en santé publique (Iresp) et le Comité interministériel des villes. J. Martin-Fernandez a bénéficié d'une allocation doctorale de la région Île-de-France.

Références

- [1] Nord M, Andrews M, Carlson S. Measuring food security in the United States : Household Food Security in the United States, 2006. Economic Research Report n°49. Washington D.C.: USDA, Economic Research Service; 2007. 66 p. Disponible à : <http://www.ers.usda.gov/briefing/Foodsecurity/readings.htm>
- [2] Anderson SA. Core indicators of nutritional state for difficult-to-sample populations. *J Nutr.* 1990;120(S11):1555-600.
- [3] Radimer KL. Measurement of household food security in the USA and other industrialised countries. *Public Health Nutr.* 2002;5(6A):859-64.
- [4] Darmon N, Bocquier A, Vieux F, Caillavet C. L'insécurité alimentaire pour raisons financières en France. In: Les travaux de l'Observatoire national de la pauvreté et de l'Exclusion sociale 2009-2010 Paris: La Documentation Française; 2010. p. 583-603. Disponible à : <http://www.onpes.gouv.fr/Les-Travaux-2009-2010.html>
- [5] Darmon N, Bocquier A, Lydié N. Nutrition, revenu et insécurité alimentaire. *Baromètre Santé nutrition 2008.* Saint-Denis : Inpes, 2009.
- [6] Eicher-Miller HA, Mason AC, Weaver CM, McCabe GP, Boushey CJ. Food insecurity is associated with iron deficiency anemia in US adolescents. *Am J Clin Nutr.* 2009;90(5):1358-71.
- [7] Kendall A, Olson CM, Frongillo EA Jr. Relationship of hunger and food insecurity to food availability and consumption. *J Am Diet Assoc.* 1996;96(10):1019-24.
- [8] Rose D, Oliveira V. Nutrient intakes of individuals from food-insufficient households in the United States. *Am J Public Health.* 1997;87(12):1956-61.
- [9] Melgar-Quinonez HR, Zubieta AC, MkNelly B, Nteziyaremye A, Gerardo MF, Dunford C. Household food insecurity and food expenditure in Bolivia, Burkina Faso, and the Philippines. *J Nutr.* 2006;136(5):1431S-7.
- [10] Perez-Escamilla R, Segall-Correa AM, Kurdian Maranhã L, Sampaio MdFA, Marin-Leon L, Panigassi G. An adapted version of the U.S. Department of Agriculture Food Insecurity module is a valid tool for assessing household food insecurity in Campinas, Brazil. *J Nutr.* 2004;134(8):1923-8.
- [11] Rafiei M, Nord M, Sadeghizadeh A, Entezari M. Assessing the internal validity of a household

- survey-based food security measure adapted for use in Iran. *Nutr J*. 2009;26(8):28.
- [12] Kirkpatrick SI, Tarasuk V. Assessing the relevance of neighbourhood characteristics to the household food security of low-income Toronto families. *Public Health Nutr*. 2010;13(7):1139-48.
- [13] Cadot E, Martin J, Chauvin P. Inégalités sociales et territoriales de santé : l'exemple de l'obésité dans la cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005. *Bull Epidémiol Hebd*. 2011;(8-9):91-4.
- [14] Roustit C, Cadot E, Renahy E, Massari V, Chauvin P. Les facteurs biographiques et contextuels de la dépression : analyses à partir des données de la cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005. *Bull Epidémiol Hebd*. 2008;(35-36):321-5.
- [15] Martin J, De Launay C, Chauvin P. Conditions et événements de vie corrélés au surpoids des adultes : une analyse par sexe des données de la cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005. *Bull Epidémiol Hebd*. 2010;(4):28-32.
- [16] Office of Nutrition Policy and Promotion. Canadian community health survey. Cycle 2.2, Nutrition (2004): income-related household food security in Canada. Ottawa: Office of Nutrition Policy and Promotion, Health Canada; 2007. p. 110. Disponible à : http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/surveill/nutrition/commun/income_food_sec-sec_alim-fra.php
- [17] Bickel G, Nord M, Cristofer P, Hamilton W, Cook J. Guide to measuring household food insecurity, revised 2000. Alexandria VA: U.S. Department of Agriculture, Food and Nutrition Service 2000. Disponible à : <http://www.fns.usda.gov/fsec/files/fsguide.pdf>
- [18] Whitaker RC, Sarin A. Change in food security status and change in weight are not associated in urban women with preschool children. *J Nutr*. 2007;137(9):2134-9.
- [19] Wunderlich GS, Norwood JL, editors. Food insecurity and hunger in the United States. An assessment of the measure. Washington D.C.: The National Academies Press; 2006. 144 p.
- [20] Briefel G, Woteki CE. Development of food sufficiency questions for third National Health and Nutrition Examination Survey. *J Nutr Educ Behav*. 1992;24:245-85.
- [21] Insee. Définitions et méthodes - IRIS. Disponible à : <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/iris.htm>
- [22] Prêteceille E. La division sociale de l'espace francilien : typologie socioprofessionnelle 1999 et transformations de l'espace résidentiel 1990-99. Paris : Observatoire sociologique du changement; 2003.
- [23] Keenan DP, Olson C, Hersey JC, Parmer SM. Measures of food insecurity/security. *J Nutr Educ Behav*. 2001;33:549-58.
- [24] Chauvin P, Parizot I. Les inégalités sociales et territoriales de santé dans l'agglomération parisienne : une analyse de la cohorte SIRS. Paris: Editions de la DIV (coll. Les Documents de l'ONZUS); 2009. 105 p.
- [25] Che J, Chen J. Food insecurity in Canadian households. *Health Rep*. 2001;12(4):11-22.
- [26] Alaimo K, Briefel RR, Frongillo EA Jr., Olson CM. Food insufficiency exists in the United States: results from the third National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES III). *Am J Public Health*. 1998;88(3):419-26.
- [27] Eudeline JF, Garbinti B, Lamarche P, Roucher D, Tomasini M. L'effet d'une naissance sur le niveau de vie du ménage. Paris: Insee Références; 2011. Disponible à : http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?reg_id=0&ref_id=revpmen11g
- [28] Cook JT, Frank DA, Levenson SM, Neault NB, Heeren TC, Black MM, *et al*. Child food insecurity increases risks posed by household food insecurity to young children's health. *J Nutr*. 2006;136(4):1073-6.
- [29] McIntyre L, Glanville NT, Raine KD, Dayle JB, Anderson B, Battaglia N. Do low-income lone mothers compromise their nutrition to feed their children? *CMAJ*. 2003;168(6):686-91.
- [30] Schwede L. Complex households and relationships in the Decennial Census and in Ethnographic Studies of Six Race/Ethnic Groups. Washington, D.C.: U.S. Census Bureau; 2003, 152 p.
- [31] Ruel MT, Garrett JL, Hawkes C, Cohen MJ. The food, fuel, and financial crises affect the urban and rural poor disproportionately: a review of the evidence. *J Nutr*. 2010;140(1):170S-6S.

La santé des travailleurs en situation de vulnérabilité sociale : une expérimentation pour faciliter l'accès à la prévention et aux soins (Premtes), France, 2008-2010

Jean-Jacques Moulin (jean-jacques.moulin@cetaf.cnamts.fr)¹, Emilie Labbe¹, Luc Fontana^{2,3}, Barbara Charbotel³, Martine Moulin², Catherine Sass¹, Laurent Gerbaud⁴

1/ Centre technique d'appui et de formation des Centres d'examens de santé (Cetaf), Saint-Etienne, France

2/ Service de santé du travail, CHU Saint-Etienne, Saint-Etienne, France

3/ Unité mixte de recherche épidémiologique et de surveillance en transport, travail et environnement (Umrestte), Université Claude Bernard Lyon I-IFSTTAR-InVS, Lyon, France

4/ Service de santé publique, CHU Clermont-Ferrand, Clermont-Ferrand, France

Résumé / Abstract

Un partenariat entre Services de santé au travail (SST) et Centres d'examens de santé de l'Assurance maladie (CES) a été expérimenté entre 2008 et 2010, dans l'objectif de faciliter l'accès à la prévention et aux soins des travailleurs en situation de vulnérabilité sociale. Le score Epices, score individuel de précarité, a permis l'identification des travailleurs vulnérables pendant la visite de médecine du travail et la proposition du bilan de prévention des CES.

Au total, 32 SST et 20 CES ont participé à l'expérimentation ; 192 médecins du travail ont administré le questionnaire dans un échantillon aléatoire de 15 692 salariés. Plus de 27% des travailleurs ont été identifiés comme vulnérables (4 272) et près du quart de ces derniers ont bénéficié du bilan de prévention (1 015). Comparés aux travailleurs non vulnérables, les travailleurs de l'expérimentation ont un état de santé dégradé pour la plupart des indicateurs : comportements à risque, non recours aux soins, santé perçue et mesurée (OR statistiquement significatifs et compris entre 1,50 et 3,00). Une enquête de satisfaction a montré une évaluation positive de l'expérimentation. Ces résultats justifient de proposer l'extension du partenariat, pour faciliter l'accès à la prévention et contribuer au maintien dans l'emploi des travailleurs vulnérables.

Health of vulnerable workers: an experiment to facilitate access to health care and prevention (PREMTES), France, 2008-2010

A partnership between Occupational Health Services (OHSs) and Health Examination Centers (HECs) of the French Medical Health Insurance was experimented from 2008 to 2010. The aim was to improve the access of vulnerable workers to health care and prevention. The EPICES index, an individual deprivation index based on 11 binary questions, was used to detect vulnerable workers and propose them to undergo the health assessment in HECs.

The experiment included 32 OHSs and 20 HECs, the questionnaire was administered by 192 occupational physicians in a random sample of 15,692 workers. More than 27% of them were identified as vulnerable (4,272). Of these, about a quarter (1,015) underwent a health assessment in HECs. When comparing vulnerable workers to non vulnerable ones, significant excesses were observed for all health indicators: health behaviors, access to health care, self perceived health and health indicators (OR ranged between 1.50 and 3.00). A qualitative study showed a positive evaluation of the experiment by workers and physicians. It is proposed to maintain and extend this partnership between OHSs and HECs, in order to improve the access to prevention of vulnerable workers and contribute to avoid unemployment.

Mots-clés / Key words

Précarité, travailleurs vulnérables, accès aux soins, prévention, santé au travail, épidémiologie / Deprivation, vulnerable workers, access to health care, prevention, health at work, epidemiology

Introduction

Les crises économiques successives des pays industrialisés ont eu des répercussions fortes dans le monde du travail, avec le développement de diverses formes de précarisation de l'emploi et la montée du chômage. Le développement des situations d'instabilité professionnelle va de pair, au niveau de l'individu, avec la fragilisation des liens sociaux, le sentiment de disqualification et l'incertitude sur l'avenir. Ces sentiments, couplés aux difficultés économiques, renforcent le processus de désinsertion professionnelle et se répercutent sur la santé [1-4]. À ces effets négatifs s'ajoutent ceux des expositions professionnelles spécifiques, souvent associées à un statut professionnel défavorable [5].

Nous avons expérimenté un partenariat entre des services de santé au travail (SST) et des centres d'examens de santé de l'Assurance maladie (CES), pour faciliter l'accès à la prévention et aux soins des travailleurs en situation de vulnérabilité sociale : Premtes (pour « Prévention, médecine du travail, examens de santé »). Ce projet multipartenarial (médecine du travail, Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés - CnamTS, inspection médicale du travail) s'inscrit dans le cadre des orientations

de l'Assurance maladie en termes de développement de la prévention à l'attention des plus vulnérables et du Plan national santé travail.

Ce partenariat, expérimenté de 2008 à 2010, a consisté à identifier les travailleurs vulnérables au cours de la visite médicale du travail et à leur proposer le bilan de prévention réalisé par les CES. Il avait pour objectif principal d'évaluer la faisabilité du partenariat : calcul du taux de vulnérabilité des salariés et des taux de proposition, d'acceptation et de réalisation du bilan de prévention. Le second objectif était de vérifier la pertinence du partenariat en comparant l'état de santé de ces travailleurs à celui de travailleurs non vulnérables. Cette expérimentation était l'un des projets 2008-2010 soutenus par le Haut commissariat aux Solidarités actives contre la pauvreté.

Matériels et méthodes

Le dispositif

Les médecins du travail ont été recrutés sur la base du volontariat suite à une campagne d'information et de sensibilisation, par publications issues du Cetaf et des CES [3;4] et par des interventions auprès de SST, de leurs instances administratives et de sociétés savantes. Des réunions

d'information ont été organisées pour présenter l'expérimentation dans 35 SST. La participation sollicitée était de 1 à 5 médecins du travail par SST. Les SST ont ensuite organisé des réunions internes pour identifier les médecins du travail volontaires. Au total, 32 SST et 192 médecins du travail ont participé à l'expérimentation.

Un questionnaire socio-économique a été auto-administré dans un échantillon aléatoire de salariés à leur arrivée au SST (échantillon n°1). Ce questionnaire comportait le score Epices, score individuel de précarité reposant sur 11 questions binaires (« oui/non ») [6]. Ce score a été construit à partir d'un questionnaire comportant 42 questions explorant différentes dimensions de la précarité : situations professionnelles, revenus, famille, logement, liens sociaux, protection sociale, événements de l'enfance. L'analyse factorielle des correspondances et la régression multiple ont permis d'extraire les 11 questions qui expliquent 91% de la variance. Chaque question était affectée d'un « poids » (coefficients de régression) permettant le calcul du score, allant de 0 (absence de précarité) à 100 (maximum de précarité). L'analyse des données de santé a conduit à fixer le seuil de précarité à 30 [6]. Dans Premtes, afin d'éviter le calcul informatisé, le seuil a été calculé

en additionnant le nombre de réponses défavorables (5 réponses défavorables pour les salariés âgés de 16 à 25 ans et 4 réponses pour les salariés âgés de plus de 25 ans). Nous avons vérifié que la sensibilité et la spécificité de ce mode de calcul, par rapport à la valeur exacte, étaient respectivement de 88% et 99%.

Le bilan de prévention a été proposé aux salariés ainsi identifiés comme vulnérables, ainsi qu'à d'autres salariés présentant des situations individuelles défavorables selon l'appréciation du médecin du travail (suivi médical absent ou irrégulier, problèmes sociaux). Une plaquette *ad hoc* permettait de sensibiliser ces salariés à l'intérêt du bilan et un rendez-vous avec le CES était pris en cas d'acceptation. Les salariés qui ont effectivement réalisé le bilan dans les CES constituaient l'échantillon n°2.

Le bilan de prévention reposait sur un examen clinique, paraclinique et biologique et permettait des préconisations spécifiques aux problèmes de santé diagnostiqués et sur l'accès à des professionnels de santé, des structures de dépistage (cancers...). Une récente étude menée dans les CES a montré que ces préconisations étaient suivies par 80% des personnes vulnérables [7].

Analyses des données

Les variables recueillies étaient : âge, sexe, profession, type de contrat de travail, catégorie sociale, secteur d'activité (nomenclature d'activités françaises - NAF), score Epices, type de visite médicale du travail, déclaration du médecin traitant. Les professions ont été codées selon la Classification internationale des types de professions (CITP) 2008 du Bureau international du travail, par un groupe d'experts du CHU de Saint-Etienne, de l'Umrestte (Unité mixte de recherche épidémiologique et de surveillance en transport, travail et environnement) et du Cetaf. Cette codification, faite à partir des intitulés de professions en clair, a été réalisée en réunions de groupes de discussion, et en aveugle par rapport au score Epices.

La population Premtes a été comparée à deux enquêtes nationales : l'enquête Sumer 2002-2003 (surveillance médicale des risques professionnels) pilotée par la Dares dans une population de 50 015 salariés et l'enquête ESPS 2008 (Enquête santé et protection sociale) conduite par l'Irdes (Institut de recherche et documentation en économie de la santé) dans un échantillon des ménages français (22 223 personnes) [8]. Les comparaisons ont porté, pour Sumer, dans l'échantillon des mêmes régions que Premtes et, pour ESPS, dans l'échantillon des sujets exerçant un emploi.

L'évaluation quantitative de l'expérimentation reposait sur le calcul du taux de vulnérabilité des salariés et sur celui des taux de proposition, d'acceptation et de réalisation du bilan de prévention. Elle reposait également sur la mesure des indicateurs de santé des travailleurs vulnérables et sur la comparaison avec la population des travailleurs non vulnérables examinés dans les mêmes CES en 2007 et 2008. Les méthodes statistiques étaient la régression logistique et la régression ascendante pas à pas. L'évaluation qualitative a fait appel à une enquête de satisfaction conduite dans un échantillon de salariés

et de personnels des SST et des CES (médecins, infirmières, secrétaires).

Résultats

Description de la population

Les 32 SST et les 20 CES correspondants étaient situés dans 10 régions françaises (Nord-Pas-de-Calais, Champagne-Ardenne, Lorraine, Bourgogne, Rhône-Alpes, Auvergne, Paca, Aquitaine, Poitou-Charentes, Pays-de-la-Loire). Selon les modes d'organisation des SST, plusieurs modalités d'échantillonnage ont été utilisées pour proposer le questionnaire aux salariés : demi-journée aléatoire (55% des cas), les *n* premiers salariés (15%) ou *1/n* salariés (20%) de chaque vacation, autres modalités (10%). Le taux de refus de remplissage du questionnaire était inférieur à 2%. La population ainsi réunie était de 15 692 salariés, qui constituaient l'échantillon n°1. Les répartitions de cette population différaient peu de celles de Sumer pour les types de SST, le sexe, la catégorie sociale et les secteurs d'activité (tableau 1).

Réalisation du bilan de prévention

Parmi les 15 692 travailleurs de l'expérimentation, 4 272 (27,2%) ont été identifiés comme vulnérables selon le score Epices. Ce taux était

identique à celui observé parmi les travailleurs de l'enquête ESPS : 27,4% (tableau 1). Les médecins du travail ont proposé le bilan de prévention à 4 365 salariés, dont 85% étaient vulnérables selon Epices. Près de la moitié d'entre eux ont accepté de passer le bilan (2 158). Ceux qui l'ont refusé ont avancé les motifs suivants : pas intéressé (45%), déjà suivi par un médecin (29%), bilan déjà réalisé (14%), éloignement géographique du CES (6%), difficultés pour s'absenter du lieu de travail (5%). Suite aux prises de rendez-vous, le nombre de bilans effectivement réalisés était de 1 015 (échantillon n°2). Ainsi, près du quart des travailleurs vulnérables ont adhéré à la démarche de prévention en se rendant dans un CES : 23,2% (1 015/4 365). Ce taux de participation était similaire à celui mesuré par les CES dans d'autres circonstances d'invitations en face-à-face au bilan de prévention. Il était supérieur aux taux enregistrés lors d'invitations par voie postale (3% à 5%).

État de santé des travailleurs vulnérables

Parmi les 1 015 bilans de prévention réalisés, 818 concernaient des travailleurs vulnérables selon Epices. Le tableau 2 montre que chez ces travailleurs, la plupart des indicateurs sont significativement plus dégradés (OR compris entre 1,50 et 3,50) que chez les travailleurs non vulnérables,

Tableau 1 Description de la population de l'expérimentation Premtes (N=15 692 salariés), France (2008-2010) et comparaisons aux enquêtes Sumer 2002-2003 (N=50 015 salariés) et ESPS 2007-2008 (N=22 223 sujets), France / *Table 1* Description of the PREMTEs experimentation population (N=15,692 workers), France (2008-2010) and comparison with SUMER 2002-2003 (N=50,015 workers) and ESPS 2007-2008 (N=22,223 subjects) studies, France

	Premtes		Sumer ^a
Âge : moyenne (écart-type)	36,8 (11,5)		39,1 (10,9)
Types de services de santé au travail	N	%	%
Interentreprises	12 281	87,4	80,9
Autonomes (entreprises manufacturières et administrations)	736	5,2	11,0
Fonction publique hospitalière	1 042	7,4	8,1
Sexe			
Hommes	8 588	54,8	56,6
Catégorie sociale			
Cadres et professions intellectuelles supérieures	1 598	10,2	11,1
Professions intermédiaires	3 443	22,0	23,7
Employés	4 615	29,5	28,1
Ouvriers	5 993	38,3	37,1
Secteurs d'activités des entreprises			
Agriculture, pêche, industries extractives	51	0,4	0,2
Industries manufacturières	2 884	20,2	23,8
Production et distribution eau, gaz, électricité	154	1,1	0,5
Construction	1 403	9,9	7,5
Commerce et réparation automobile	1 734	12,2	18,4
Hôtels et restaurants	677	4,8	4,5
Transports et communications	893	6,3	5,0
Activités financières	357	2,5	3,0
Immobilier	2 057	14,4	15,6
Administration publique	943	6,6	1,9
Éducation	329	2,3	1,5
Santé et action sociale	1 981	13,9	13,0
Services collectifs, sociaux et personnels	683	4,8	4,9
Services domestiques	88	0,6	0,1
	Premtes		ESPS ^b
	N	%	%
Proportion de travailleurs vulnérables selon le score Epices	4 272	27,2	27,4

^a Source : enquête publique Sumer, Dares 2003, effectifs dans 10 régions concernées par Premtes (20 224 sujets).

^b Source : Irdes, Enquête santé et protection sociale (ESPS) 2008, fréquences mesurées parmi les personnes ayant un emploi.

Tableau 2 Relations entre vulnérabilité sociale et indicateurs de santé (odds ratios ajustés sur l'âge (OR) et IC95%), expérimentation Premtes (France, 2008-2010) / Table 2 Relationships between social vulnerability and health indicators (age adjusted odds ratios (ORs) and 95% CI95%), PREMTEs experimentation (France, 2008-2010)

Indicateurs de santé	Hommes					Femmes				
	Prévalence (%)		OR et IC95%			Prévalence (%)		OR et IC95%		
	Référence ^a	Premtes ^b				Référence ^a	Premtes ^b			
Mode de vie										
Fumeurs actuels ou en cours d'arrêt	25,3	56,4	3,69	2,98	4,32	21,4	41,0	2,34	1,86	2,94
Fumeurs ≥15 cigarettes/jour	10,2	34,6	4,40	3,63	5,23	5,7	19,9	3,81	2,89	5,04
Sédentarité (aucune activité physique ou <1 heure de marche par jour)	34,0	46,6	1,71	1,43	2,04	41,9	57,9	1,86	1,49	2,32
Prise de médicaments psychotropes	4,0	8,6	2,49	1,80	3,43	8,1	15,6	2,40	1,76	3,25
Accès aux soins										
Absence de consultation gynécologique dans l'année						17,0	39,9	3,23	2,58	4,04
Dernier frottis >3 ans et/ou facteurs de risque de cancer du col						6,0	12,4	2,34	1,67	3,29
Absence de contraception (orale, préservatif, autre)						44,6	43,8	1,20	0,95	1,53
Absence de consultation dentiste au cours des deux dernières années	15,3	38,9	3,36	2,79	4,04	9,6	23,9	2,81	2,17	3,64
Au moins une dent cariée non traitée	35,5	63,4	3,15	2,25	4,40	29,4	51,7	2,55	1,51	4,30
Morbidité										
Mauvaise santé perçue ^c	18,7	37,6	2,73	2,27	3,30	19,8	39,9	2,89	2,31	3,63
Obésité (poids/taille ² (IMC) ≥30)	10,3	15,7	1,78	1,39	2,28	9,1	21,1	2,87	2,19	3,76
Diabète ^d	2,0	5,1	3,45	2,24	5,30	0,8	2,0	3,31	1,45	7,58
Hypertension artérielle ^e	26,5	36,8	2,10	1,72	2,56	14,8	18,6	1,80	1,32	2,45
Paramètres biologiques										
Hypercholestérolémie (≥5,2 mmol/L)	61,0	54,3	0,93	0,77	1,14	50,2	49,8	1,05	0,82	1,35
Hypercholestérolémie (≥7 mmol/L)	11,4	9,5	0,96	0,70	1,32	7,3	8,7	1,70	1,10	2,62
Hypertriglycéridémie (triglycérides ≥2,25 mmol/L et à jeun)	9,1	13,2	1,60	1,21	2,12	2,0	3,0	1,66	0,81	3,37
Gamma GT élevées (GGT ≥40 U.I/L (hommes) et ≥28 U.I/L (femmes))	28,4	30,0	1,19	0,98	1,47	16,3	18,6	1,33	0,99	1,78
Transaminases élevées (ALAT >35 U.I/L)	26,2	28,1	1,12	0,92	1,38	5,6	5,6	1,09	0,67	1,79
Anémie (hémoglobine <130 g/L (hommes) et <120 g/L (femmes))	0,8	2,6	3,40	1,89	6,12	4,4	9,0	2,04	1,36	3,07

^aEnsemble des travailleurs non vulnérables (score Epices) vus dans les 20 CES de l'expérimentation entre 2007 et 2008 (N=66 946 consultants) : OR=1.

^bTravailleurs vulnérables (score Epices) de l'expérimentation Premtes 2008-2010 (N=818 consultants).

^c« Compte tenu de votre âge, veuillez indiquer, par une note comprise entre 0 et 10, votre état de santé tel que vous le ressentez ». Mauvaise santé : note <7.

^dGlycémie ≥7,0 mmol/L et/ou prise d'un traitement hypoglycémiant.

^ePression artérielle systolique ≥140 mmHg et/ou diastolique ≥90 et/ou prise d'un traitement antihypertenseur.

chez les hommes comme chez les femmes : facteurs de risque, non recours aux soins et au dépistage du cancer du col de l'utérus, santé perçue, état de santé mesuré.

Situations professionnelles à risque de vulnérabilité sociale

La vulnérabilité sociale était significativement associée à toutes les variables démographiques et socio-économiques (tableau 3) : sexe, âge, type de visite médicale, non-déclaration du médecin traitant, et situations professionnelles. Les taux de vulnérabilité variaient selon les catégories sociales et professions, depuis des valeurs inférieures à 10% pour les cadres et professions intellectuelles supérieures jusqu'à 40-50% pour les ouvriers et employés non qualifiés.

L'analyse des codes NAF et CIP 2008 donnait les secteurs et types de professions pour lesquels la proportion de travailleurs vulnérables était significativement supérieure à la moyenne de l'échantillon (27%) : bâtiment (36%), services aux entreprises (sécurité (45%), entretien et nettoyage (53%)), services aux particuliers (auxiliaire de vie (34%), ménage à domicile (64%)), hôtellerie (36%), restauration (34%) et commerce de détail (29%). À l'opposé, les risques de vulnérabilité sociale étaient significativement inférieurs à la moyenne pour les

secteurs suivants : finance (12%), assurances (18%), droit et comptabilité (7%), informatique et communication (15%), création artistique (12%), administrations publiques (18%) et santé humaine (19%).

Évaluation qualitative

Une enquête qualitative de satisfaction, conduite dans un échantillon de salariés et des personnels des SST et des CES (respectivement 524, 201 et 111 questionnaires), a fait ressortir une évaluation très positive de l'expérimentation : les salariés ont trouvé le questionnaire Premtes facile à remplir (90%), ils ont été satisfaits du bilan de prévention (96%), ils ont pensé qu'il était utile à la prise en charge de leur santé (96%) et que le médecin du travail avait un rôle à jouer dans le suivi des recommandations (79%). Les médecins du travail n'ont pas réduit le nombre de visites médicales (89%), les médecins et personnel des SST et des CES étaient satisfaits du partenariat (76%) et jugeaient utile de le maintenir (65%).

Discussion et conclusion

L'expérimentation Premtes a concerné les salariés du régime général et de la fonction publique. Elle apporte des résultats essentiels en épidémiologie et en santé publique : 27% des travailleurs vus en médecine du travail étaient en

situation de vulnérabilité sociale selon le score Epices ; ces travailleurs avaient un état de santé dégradé et près du quart d'entre eux ont adhéré à la démarche de prévention et ont bénéficié des prestations des CES. Cependant, certaines catégories de salariés en très courte durée d'emploi n'étaient pas vues en médecine du travail et ont échappé à la présente expérimentation. Elles ne sauraient être appréhendées que par un dispositif différent.

La participation des SST à l'expérimentation a été satisfaisante puisque 32 des 35 SST sollicités ont accepté. Concernant les médecins du travail, il a été fait appel à quelques volontaires par SST, sans rechercher la représentativité des médecins. L'échantillon de salariés a été construit de manière aléatoire, afin de réduire le plus possible un biais de sélection lié à une situation sociale défavorable. On a observé que l'échantillon Premtes a présenté la même diversité que l'échantillon Sumer pour les variables âge, sexe, types de SST, catégories sociales et secteurs d'activité. Par ailleurs, concernant la réalisation du bilan de prévention, il a été vérifié que l'échantillon des travailleurs qui ont participé au bilan (1 015) ne différait pas significativement de celui de l'ensemble des travailleurs vulnérables de l'expérimentation (4 272) pour les variables sexe, catégorie sociale, types de contrats de travail, type de visite médicale du travail.

Tableau 3 Relations entre vulnérabilité sociale, variables démographiques, socio-économiques et situations professionnelles (odds ratios ajustés âge et sexe (OR) et IC95%), expérimentation Premtes (France, 2008-2010) / Table 3. Relationships between social vulnerability, demographic and socioeconomic variables and occupational status (age and sex adjusted odds ratios (ORs) and CI95%), PREMTEs experimentation (France, 2008-2010)

Indicateurs	Effectifs	Taux de vulnérabilité (%) ^a	OR	IC95%	
Sexe (ajustement âge)					
Hommes	8 588	28,8	1		
Femmes	7 087	26,3	0,87	0,81	0,93
Âge (ajustement sexe)					
15-25 ans	3 107	16,9	1		
26-35 ans	4 254	29,2	2,03	1,81	2,27
36-45 ans	3 987	30,2	2,12	1,89	2,38
46-55 ans	3 347	31,1	2,24	1,98	2,52
≥ 56 ans	970	33,9	2,53	2,15	2,99
Type de contrat de travail					
CDI temps plein	9 548	24,1	1		
CDI temps partiel non choisi	538	48,0	3,46	2,88	4,16
CDD temps partiel non choisi	247	49,4	4,29	3,30	5,59
Intérim non choisi	700	52,3	4,33	3,68	5,09
Contrats aidés	165	54,9	4,67	3,40	6,40
Contrats saisonniers	192	25,4	1,60	1,14	2,25
Catégorie sociale					
Cadres	1 598	9,2	1		
Professions intermédiaires	3 443	14,2	2,32	1,44	3,74
Employés	4 615	30,3	3,23	2,06	5,07
Ouvriers	5 993	38,4	6,46	4,09	10,20
Types de professions (CITP 2008)^b					
Directeurs, cadres de direction, gérants	404	5,3	1		
Professions intellectuelles et scientifiques	1 183	10,5	2,32	1,44	3,74
Professions intermédiaires	3 430	14,2	3,23	2,06	5,07
Employés de type administratif	1 475	24,9	6,46	4,09	10,20
Employés des services aux particuliers, commerçants, vendeurs	2 545	30,6	9,23	5,89	14,50
Ouvriers qualifiés de l'industrie et de l'artisanat	2 973	34,6	10,70	6,87	16,80
Ouvriers conducteurs d'installations et machines	1 442	36,3	10,90	6,90	17,10
Professions élémentaires (employés et ouvriers non qualifiés)	2 112	46,5	17,35	11,07	27,20
Type de visite médicale					
Visite de suivi	9 085	23,9	1		
Visite d'embauche	4 469	32,1	1,94	1,78	2,12
Visite de reprise	1 453	34,2	1,68	1,48	1,89
Visite spontanée	447	38,8	1,94	1,59	2,37
Déclaration du médecin traitant					
Déclaré	13 965	26,8	1		
Non déclaré	933	37,2	1,78	1,54	2,05

^aProportions de travailleurs vulnérables selon le score Epices.

^bClassification internationale des types de professions (CITP), Bureau international du travail, 2008.

Notre échantillon était de grande taille, près de 16 000 salariés, diversifié sur le plan géographique (10 régions françaises), sur les types de SST (interentreprises, autonomes, hôpitaux) et sur les secteurs d'activité. L'enquête qualitative de satisfaction a montré une bonne acceptabilité par les médecins du travail et les salariés. Il a apporté des résultats originaux sur la vulnérabilité sociale en fonction de la profession selon la CITP 2008.

L'expérimentation a montré que 27,2% des travailleurs étaient en situation de vulnérabilité sociale selon le score Epices. Cette valeur était confirmée par l'enquête ESPS, conduite en population générale, par questionnaires administrés à domicile (27,4% parmi les sujets de l'enquête

exerçant un emploi). Cette proportion était également cohérente avec un récent rapport de l'Insee qui révélait qu'en 2008, un quart des salariés avait perçu moins de 75% du Smic dans l'année (« travailleurs pauvres ») [9].

Les problèmes de santé observés chez les travailleurs vulnérables étaient similaires à ceux qui avaient été observés antérieurement chez les chômeurs vus dans les CES, pour les comportements à risque, l'accès aux soins, la santé perçue et mesurée [4;10]. Cette similitude des problèmes de santé entre ces deux groupes suggère qu'avoir un emploi ne garantissait pas un accès aux soins et à la prévention, mais elle peut aussi traduire que ces populations n'étaient pas indépendantes l'une de l'autre. En effet, parmi la

population de travailleurs vulnérables repérés par le score Epices, nombreux étaient ceux qui occupaient un emploi précaire. Or, les travailleurs précaires ont plus de risques d'être chômeurs et les chômeurs sont plus souvent d'anciens travailleurs précaires [8;11].

Une proportion importante des travailleurs vulnérables a pu bénéficier du bilan de prévention. Ce constat a justifié de proposer l'extension d'un partenariat entre SST et CES, dans le but 1) d'améliorer l'action des CES en direction des publics vulnérables et 2) de faciliter l'accès à la prévention, au parcours coordonné de soins et à divers relais dans le champ de la promotion et de l'éducation pour la santé, et ainsi de contribuer au maintien dans l'emploi des travailleurs vulnérables.

Remerciements

Les auteurs remercient :

- les services de santé au travail qui ont participé à l'expérimentation Premtes (AHB3, AHSTSV, AIMST, AIST, ALMST, AMEST, AnST, ASTAV, ASTGrandLyon, ASTPB, BTP21, BTP Lyon, CEDEST, CSTS, MSA, SIME-TRA, SIST83, SISTA, SISTAC, SISTRAD, SISTRY, SLST, SMIEC, SSTI et services autonomes (CPAM, Cram, hôpitaux, Mutualité française, entreprises du secteur privé)), ainsi que les centres d'examen de santé de l'assurance maladie (CES), médecins inspecteurs du travail et instituts universitaires, qui en ont permis la réalisation ;

- les membres du Groupe de travail Premtes qui ont coordonné la réalisation de cette expérimentation : médecine du travail (M.H. Bakkali, D. Baysset, V. Bellin, J.P. Bel, M. Benhassine, J.F. Blanchemain, M. Copin, C. Cordier, D. Debarge, M. Denuit, H. Desbois, P. Dobbeleare, Y. Dopsent, M. Esteban, C. Ferrand, M. Give, R. Granet, S. Harmant, E. Le Bihan, S. Lubrez, M.B. Maréchal, A. Monier, M. Moulin, S. Pecqueur, C. Perreuve, D. Rindel, C. Roset, S. Schröder, P. Sivel, J. Taillardat, A. Tellechea, V. Thoviste, C. Tillette, M.E. Troupel), les centres d'examen de santé de l'assurance maladie et les Caisses primaires d'assurance maladie (C. Audoin, A. Bachimont, Y. Barbier, D. Bonte, V. Cadet, A. Chazaud, D. Chupin, C. de la Celle, M. Delebassée, M. Depierre, M.A. Desprez, F. Didier, D. Duthoit, B. Fantino, P. Gomez, D. Goxe, M. Lambert, A. Leblanc, B. Léger, L. Morhain, M. Helfeinstein, J.L. Lenain, C. Nitenberg, V. Poquet, J.F. Rohmer, B. Royer, A. Spoerry, P. Touraille, M.P. Vandernoot, J. Vernaz), l'inspection médicale du travail (C. Berson, J.M. Brillet, C. Kaltwasser, S. Morand, R. Mur, M. Tassy) et les universités (J. Ameille, A. Bergeret, P. Brochard, B. Charbotel, R. De Gaudemaris, D. Faucon, L. Fontana, C. Paris).

Références

- [1] Bartley M, Sacker A, Clarke P. Employment status, employment conditions, and limiting illness: prospective evidence from the British household panel survey 1991-2001. *J Epidemiol Community Health*. 2004;58:501-6.
- [2] Benavides FG, Delclos GL. Flexible employment and health inequalities. *J Epidemiol Community Health*. 2005;59(9):719-20.
- [3] Labbe E, Moulin JJ, Sass C, Chatain C, Gerbaud L. Relations entre formes particulières d'emploi, vulnérabilité sociale et santé. *Arch Mal Prof Environ*. 2007;(68):365-75.
- [4] Moulin JJ, Labbe E, Sass C, Gerbaud L. Santé et instabilité professionnelle : l'expérience des Centres d'examen de santé de l'Assurance Maladie. *Rev Epidemiol Santé Publique*. 2009;57:141-9.
- [5] Leclerc A, Niedhammer I, Plouvier S, Melchior M. Travail, emploi et inégalités sociales de santé. *Bull Epidemiol Hebd*. 2011;(8-9):79-81.

[6] Sass C, Moulin JJ, Guéguen R, Abric L, Dauphinot V, Dupré C, *et al.* Le score EPICES : un score individuel de précarité. Construction et évaluation du score dans une population de 197 389 personnes. *Bull Epidemiol Hebd.* 2006;(14):93-6.

[7] Sass C, Chatain C, Rohmer JF, Barbier Y, Bongue B, De la Celle C, *et al.* Observance des conseils de prévention et de soins chez les populations vulnérables : l'expérience des Centres d'examen de santé de

l'Assurance Maladie. *Pratiques et Organisation des Soins.* 2011;(42):79-87.

[8] Jusot F, Khlat M, Rochereau T, Sermet C. Un mauvais état de santé accroît fortement le risque de devenir chômeur ou inactif. *Irdes, enquête ESPS (Enquête santé et protection sociale).* *Questions d'Économie de la Santé.* 2007;125:1-4.

[9] Amar M, Charnoz P, Clémant M, Bertrand M, Missègue N. La disparité des temps annuels de travail

amplifie les inégalités salariales. *Insee. Vue d'ensemble. Salaires et niveaux de vie.* 2010:53-95.

[10] Moulin JJ, Dauphinot V, Dupré C, Sass C, Labbe E, Gerbaud L, *et al.* Inégalités de santé et comportements: comparaison d'une population de 704 128 personnes en situation de précarité à une population de 516 607 personnes non précaires, France, 1995-2002. *Bull Epidemiol Hebd.* 2005;(43):213-5.

[11] Thélot H. Aux frontières de l'emploi, du chômage et de l'inactivité. *Insee Première.* 2008;1207:1-4.

Contamination d'un réseau d'eau potable par de l'éthylène glycol dans un immeuble, Rennes (France), janvier 2011

Maxime Esvan (m.esvan@invs.sante.fr)^{1,2,3}, Yvonnick Guillois-Bécel¹, Rémi Demillac¹

1/ Cellule de l'Institut de veille sanitaire en région Bretagne (Cire Ouest), Rennes, France

2/ Programme de formation à l'épidémiologie de terrain – Profet, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice, France

3/ École des hautes études en santé publique, Rennes, France

Résumé / Abstract

Contexte – Le 12 janvier 2011, une contamination d'un réseau d'alimentation en eau potable par de l'éthylène glycol (EG) s'est produite dans un immeuble de Rennes abritant un centre commercial et d'affaires. Une investigation a été menée afin de documenter l'exposition à l'EG, d'évaluer les effets sur la santé et d'évaluer la bonne application d'une recommandation de non consommation d'eau.

Méthode – La connaissance par les usagers de l'immeuble de la contamination du réseau, les quantités d'eau consommées et la survenue de signes cliniques ont été recueillis par questionnaire auprès des usagers. Les résultats d'analyses des teneurs en EG dans les eaux ont été utilisés pour construire deux scénarios d'évolution des teneurs en EG et pour calculer les doses d'exposition à l'EG.

Résultats – Au total, 204 personnes ont répondu au questionnaire. La quasi-totalité (96,7%) des personnes a été prévenue de la contamination, dont 10,8% dès le 12 janvier. Plus d'une personne sur deux a consommé de l'eau pendant la période de contamination. Chez celles-ci, les moyennes géométriques d'EG absorbée étaient de 8,9 mg/kg ou de 6,4 mg/kg selon les cas. Un quart des personnes ayant consommé de l'eau pendant la période de contamination a déclaré souffrir d'au moins un symptôme cohérent avec une intoxication à l'EG.

Conclusion – Les doses d'exposition calculées sont supérieures à la valeur toxicologique de référence de l'EG. Une alerte plus précoce et généralisée aurait vraisemblablement diminué le nombre de personnes exposées.

Contamination of a tap water system with ethylene glycol in a building in Rennes (France), January 2011

Context and objectives – On 12 January 2011, contamination of a tap water system with ethylene glycol (EG) occurred in a building located in a shopping and business centre in Rennes (France). An investigation was conducted to document the doses of absorbed EG, evaluate the health effects, and assess the proper implementation of a recommendation of no water use.

Methods – Knowledge of contamination of the system by users, the amount of water consumed, and the onset of clinical signs were collected by questionnaire from people who worked in the building during the contamination. Analysis of EG levels in water were used to construct two scenarios of evolution of the levels of EG during contamination and to calculate dose of exposure to EG.

Results – A total of 204 persons responded to the questionnaire. Almost everybody was warned of the contamination (96.7%), including 10.8% from the day of the contamination. More than one in two had drunk water during the contamination period. The geometric mean of absorbed EG was 8.9 mg/kg with the first case and 6.4 mg/kg with the second. A quarter of those who drank water during the contamination period reported having at least one symptom consistent with EG poisoning.

Conclusion – The calculated concentrations are above the toxicological reference value of EG. A general and earlier warning would likely have reduced the number of people exposed.

Mots-clés / Key words

Ethylène glycol, pollution de l'eau, intoxication, eau potable, évaluation des expositions / Ethylene glycol, water pollution, poisoning, tap water, exposure assessment

Contexte

Le jeudi 13 janvier 2011 en début de matinée, l'Agence régionale de santé (ARS) de Bretagne était prévenue d'une contamination par de l'éthylène glycol (EG) du réseau intérieur d'alimentation en eau potable (AEP) de ses locaux de Rennes. La contamination était, *a priori*, limitée à cet immeuble qui abritait un centre commercial et un centre d'affaires dont l'ARS faisait partie.

Le mercredi 12 janvier vers 16h00, un technicien travaillant sur le réseau AEP était parti précipitamment suite à un appel d'urgence, en oubliant de fermer un robinet de puisage. Le réseau AEP s'est alors contaminé par de l'eau additionnée d'un produit antigel, principalement composé

d'EG. Le volume déversé, la concentration d'EG et aucune autre circonstance de cet accident n'étaient connus. Afin d'éliminer l'EG, une purge du réseau AEP a été réalisée le jeudi 13 janvier vers 10h30. Dès le 13 janvier en matinée, l'ARS recommandait aux usagers de l'immeuble de ne plus consommer l'eau. Parallèlement, l'ARS sollicitait l'appui de la Cellule de l'Institut de veille sanitaire en région Bretagne (Cire Ouest) afin de mettre en œuvre une investigation dont les objectifs étaient de décrire la population potentiellement exposée, d'évaluer les doses d'EG absorbées par les résidents du bâtiment, de décrire la survenue de signes cliniques compatibles avec une intoxication à l'EG et de mesurer

la connaissance des recommandations de non consommation.

L'EG est principalement utilisé comme antigel, souvent comme liquide de refroidissement des voitures. L'ingestion est généralement involontaire mais peut être liée à une utilisation comme substitut à l'alcool et à l'occasion de tentatives de suicides ou d'homicides ; la saveur douce de l'EG et son caractère inodore favorisent son ingestion [1]. En 2009, les centres antipoison américains ont reçu 5 404 appels pour une exposition unique à l'EG, soit 0,2% des appels [2]. En France, l'intoxication aiguë à l'EG a représenté 0,1% de l'ensemble des intoxications en 1993 [1].

Après ingestion, les symptômes de l'intoxication aiguë apparaissent à l'issue d'une phase de latence de 4 à 12 heures. Il s'agit de troubles digestifs (nausées, vomissements, douleurs abdominales) et d'une dépression du système nerveux central (sensation d'ébriété). L'organisme convertit ensuite l'EG en oxalate de calcium, responsable de calculs rénaux et d'insuffisance rénale aiguë. Dans le cas d'intoxications aiguës diagnostiquées tardivement, la symptomatologie peut comporter des signes sensoriels ou neurologiques : cécité, ophtalmoplégie, œdème papillaire, coma, convulsions [1]. L'intoxication aiguë à l'EG peut, dans de très rares cas, être mortelle [2;3]. Ces formes sévères apparaissent dans le cas d'ingestions de doses élevées, à savoir plusieurs centaines de mg d'EG par kg de poids corporel (PC).

Méthodes

Une enquête transversale a été réalisée. La population d'étude était constituée des personnes occupant à titre professionnel l'immeuble incriminé, présentes le mercredi 12 ou le jeudi 13 janvier 2011 et ayant accès à un point d'eau potable. Pendant la contamination du réseau, près de 400 personnes y travaillaient, réparties en 39 entreprises et commerces.

Recueil des données

Un questionnaire standardisé a permis de recueillir auprès de la population-cible des données individuelles (âge, sexe, poids, entreprise), la consommation d'eau du réseau, les signes cliniques ressentis (nausées, douleurs abdominales, sensation d'ébriété, migraine) et des informations sur la connaissance de la contamination.

Le questionnaire a été diffusé par courriel le 18 janvier auprès des personnels de l'ARS, avec relance le 20 janvier. Pour les autres occupants, les questionnaires ont été remis aux employeurs qui déclaraient le nombre de personnes présentes les jours de contamination. Les employeurs avaient pour consigne de remettre les questionnaires à leurs employés et d'en assurer la collecte. Ces questionnaires ont été récupérés la semaine suivante et ont été saisis sous Epi-Data® Version 3.1.

Niveaux de contamination et doses d'exposition

Un prélèvement d'eau a été effectué par un technicien de la société gestionnaire du réseau juste avant la purge, le jeudi 13 janvier 2011 vers 10h30, dans les sanitaires situés au deuxième sous-sol de l'immeuble. Les résultats indiquaient une teneur en EG de 2 070 mg/L. À la fin de la purge, vers 14h00, un second prélèvement réalisé au même endroit mettait en évidence une teneur en EG inférieure au seuil de quantification de 0,5 mg/L.

La contamination des eaux du réseau AEP en EG sur la durée de l'épisode, définie du mercredi 12 janvier 16h00 au jeudi 13 janvier 14h00, a été estimée à partir de deux scénarios (figure 1).

Le premier scénario (S1) supposait une concentration en EG constante de 2 070 mg/L, du mercredi 12 janvier 16h00 au jeudi 13 janvier 14h00.

Pour le second scénario (S2) et en l'absence de mesures supplémentaires et de connaissances sur l'hydraulique du réseau intérieur, un niveau intermédiaire correspondant à la moitié de la valeur mesurée avant la purge a été choisi arbitrairement. Ainsi, les teneurs en EG retenues étaient de 1 035 mg/L pour le mercredi à partir de 16h00, de 2 070 mg/L le jeudi jusqu'à 10h30 et de 1 035 mg/L le jeudi de 10h30 à 14h00.

Pour chaque personne interrogée, une dose d'exposition individuelle a été calculée pour chacun des scénarios selon la formule suivante : dose ingérée (mg/kg) = [quantité d'eau (L) x concentration (mg/L)] / poids (kg).

Analyses statistiques

Chaque individu a été affecté d'un poids de sondage défini comme l'inverse du taux de participation. Deux poids de sondage ont été calculés : le premier pour les personnes contactées par courriel et le second pour les personnes contactées par leur entreprise. Les données ont été analysées sous Stata® Version 11.0 en spécifiant le plan de sondage avec la procédure *survey*.

Les taux de participation ont été calculés. La proportion de personnes ayant eu connaissance de la contamination a été évaluée ; les distributions des quantités d'eau ingérées et les doses

d'exposition ont été décrites. La proportion de personnes ayant consommé de l'eau et déclaré des signes cliniques a été calculée, globalement et par signes cliniques. Une approche quantitative a comparé l'apparition de signes cliniques selon des classes d'exposition.

Après avoir évalué la normalité des variables quantitatives par le test de Shapiro-Wilk, des moyennes géométriques et leur intervalle de confiance à 95% (IC95%) ont été calculés. Des comparaisons de proportions (test exact de Fisher) et de moyennes (test de Student) ont été réalisées, notamment entre le centre commercial et le centre d'affaires.

Résultats

Six entreprises sur 39 (15,4%) avaient un faible taux de réponse et ont été exclues des analyses. Au total, 94 personnels de l'ARS ont répondu au questionnaire sur les 129 présents pendant la période de contamination, soit un taux de réponse de 72,9%. Sur le reste de l'immeuble, 202 personnes étaient présentes et 110 ont répondu au questionnaire. Le taux de réponse hors administration était de 54,5% (110/202) et le taux de réponse global était de 61,6% (204/331).

Le sexe-ratio (H/F) était de 0,44. L'âge moyen des personnels travaillant sur le site était de 40,7 ans (IC95% [39,1-42,3]), sans différence d'âge significative selon le genre. Les répartitions de l'âge et du sexe selon les étages étaient homogènes.

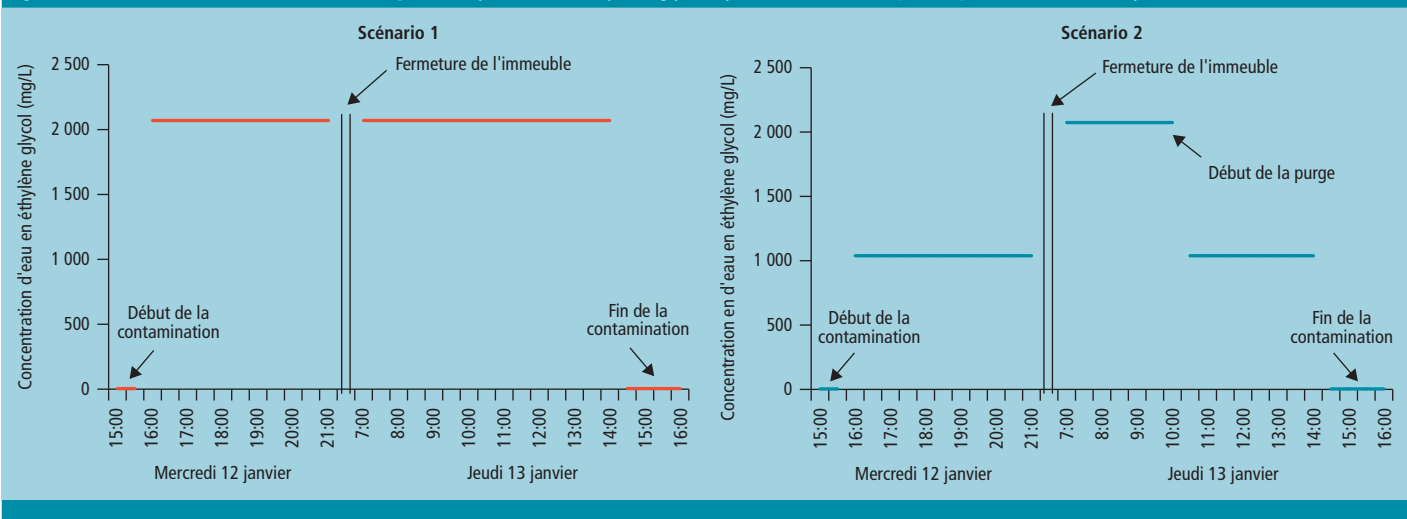
Connaissance de la contamination

La majorité (96,7%) des personnes présentes ayant renseigné le questionnaire a déclaré avoir été informée de la contamination du réseau AEP. Parmi celles-ci, seules 10,8% ont été prévenues dès le mercredi, 86,4% le jeudi (dont 25,8% avant 10h30, heure du début de la purge) et 2,8% le vendredi ou les jours suivants.

Les personnes travaillant au centre commercial ont été prévenues plus tôt ($p < 10^{-4}$) ; 23,4% étaient informées dès le mercredi contre aucune travaillant dans le centre d'affaires.

Près de la moitié des personnels hors ARS (48,9%) ont été avertis de la contamination par

Figure 1 Évolution de la contamination du réseau intérieur d'eau par de l'éthylène glycol selon deux scénarios, Rennes (France), 12 et 13 janvier 2011 / Figure 1 Trend of the contamination of the tap water system with ethylene glycol by scenario, Rennes (France), 12 and 13 January 2011



une personne travaillant pour le centre (agent de sécurité, concierge ou femme de ménage) ; 41,5% l'ont été par l'un de leurs collègues et 9,6% via une note d'information affichée dans le centre.

La majorité des personnels de l'ARS a été prévenue par un courriel envoyé le jeudi à 11h10 par le département santé environnement de l'ARS (72,5%), par des collègues (20,0%) ou par des personnes travaillant au centre commercial (7,5%) ; 89,0% étaient prévenus le jeudi avant 14h00.

Consommation d'eau contaminée et doses d'EG ingérées

Durant la période de contamination, 55,0% des personnes ont consommé de l'eau du réseau : 29,4% le mercredi, 35,5% le jeudi avant 10h30 et 15,8% le jeudi entre 10h30 et 14h00 ; 5,1% en ont consommé à chaque période.

Chez les personnes ayant consommé de l'eau pendant la période de contamination, la moyenne d'eau de réseau consommée était de 25,7 cl (IC95% [21,3-30,2]), sans différence significative selon le centre, qu'il soit commercial ou d'affaires ($p=0,18$). Les buveurs d'eau ont déclaré avoir consommé entre 2 cl et 240 cl ; 75% d'entre eux ont indiqué avoir bu moins de 25 cl.

Sur la période de contamination, une dose d'EG ingérée a pu être calculée chez 41,4% des personnes présentes sur le site au moment des faits ($n=87$). La différence de répondants entre la consommation d'eau de réseau et le calcul d'une dose provenait principalement d'une réticence des personnes interrogées à transmettre leur poids corporel.

La moyenne géométrique de la dose d'EG chez les consommateurs d'eau était de 8,9 mg/kg de PC (IC95% [7,2-10,6]) pour le scénario 1 et de 6,4 mg/kg de PC pour le scénario 2 (IC95% [5,1-7,7]). Les maximales étaient respectivement de 96,1 mg/kg de PC et 57,3 mg/kg de PC (figure 2).

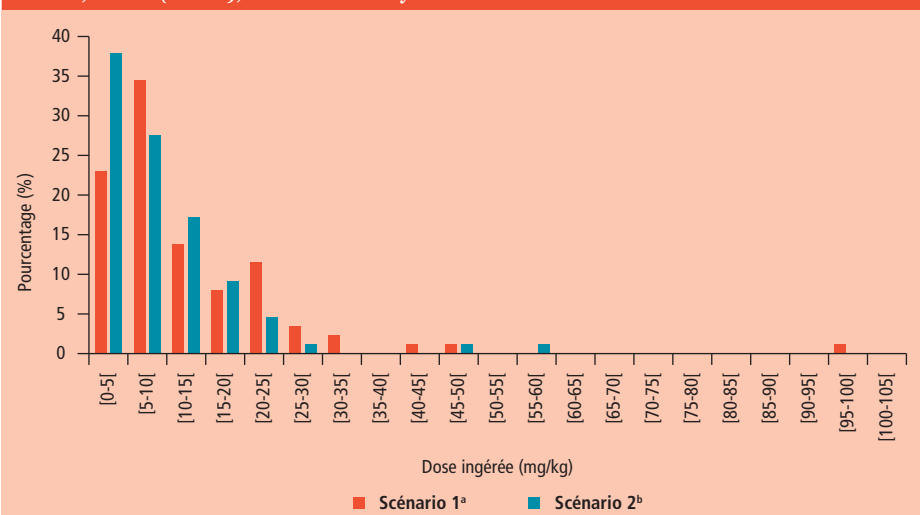
Les personnes prévenues de la contamination du réseau avant le jeudi 13 janvier 10h30 déclaraient avoir moins consommé d'eau après cette heure que les personnes non averties (5,6% contre 24,4% ; $p=0,005$). Les personnes prévenues le jeudi avaient ingéré une dose moyenne plus élevée que celles prévenues le mercredi (9,5 mg/kg de PC contre 2,3 mg/kg de PC pour S1 et 7,1 mg/kg de PC contre 1,1 mg/kg de PC pour S2 ; $p<0,001$ pour les deux scénarios).

Signes cliniques

Parmi les personnes ayant consommé de l'eau pendant la période de contamination, 27,9% ont déclaré souffrir d'au moins un symptôme et 14,2% d'au moins deux, contre respectivement 1,1% et 0% chez les non consommateurs ($p<0,001$ dans les 2 cas). Chez les personnes ayant consommé de l'eau, 15,9% ont déclaré des maux de tête, 14,5% des douleurs abdominales, 11,8% des nausées ou vomissements et 3,9% ressentait une sensation d'ébriété. Les doses moyennes ingérées ne différaient pas selon le nombre de symptômes (tableau 1).

L'apparition déclarée de signes cliniques est survenue principalement lors d'expositions

Figure 2 Distribution des doses ingérées d'éthylène glycol (EG) estimées selon deux scénarios, Rennes (France), 12 et 13 janvier 2011 / Figure 2 Distribution of estimated doses of ingested ethylene glycol by scenario, Rennes (France), 12 and 13 January 2011



^a Le scénario 1 suppose une concentration en EG constante de 2 070 mg/L.

^b Le scénario 2 suppose une concentration en EG de 1 035 mg/L le 12 et le 13 janvier de 10h30 à 14h00 et de 2 070 mg/L le 13 janvier avant 10h30.

modérées : 27,9% ont déclaré des maux de tête après une exposition d'EG comprise entre 5 et 10 mg/kg, 23,4% déclaraient des douleurs abdominales entre 0 et 5 mg/kg d'EG et 20,8% déclaraient des nausées ou vomissements entre 10 et 15 mg/kg d'EG ($p<0,01$ pour ces 3 symptômes). La sensation d'ébriété était perçue de manière homogène ($p=0,23$).

Discussion

Cette investigation a permis d'évaluer les doses d'EG absorbées par les personnes travaillant dans un bâtiment ayant subi une pollution accidentelle du réseau intérieur d'AEP. La diffusion d'un produit dans le réseau de cet immeuble de six niveaux, d'une surface plancher construite de 22 000 m² est bien entendu très hétérogène, et dépend de la localisation et du type d'occupation. La concentration utilisée pour le calcul de la dose moyenne ingérée est basée sur le seul prélèvement réalisé et analysé par le gestionnaire du réseau. En l'absence de plan et de relevé continu sur le réseau d'eau, deux scénarios ont été élaborés. S1 majorait les doses ingérées et S2 intégrait, de manière simple, les variations de concentration liées aux tirages d'eau ; les moyennes des doses ingérées étaient de 8,9 mg/kg pour S1 (IC95% [7,2-10,6]) et 6,4 mg/kg pour S2 (IC95% [5,1-7,7]).

Secondairement, un autre prélèvement d'eau a été effectué par un laboratoire indépendant sur le réservoir d'une cafetière rempli le jeudi

13 janvier vers 8h30 dans des sanitaires du deuxième étage de l'immeuble. La concentration d'EG mesurée était 114 mg/L, correspondant à une moyenne géométrique de la dose ingérée de 0,49 mg/kg de PC. La réalité de la contamination est probablement entre S2, le moins pessimiste des scénarios initiaux, et le calcul effectué à partir du prélèvement secondaire.

Dans le cas d'expositions orales aiguës à l'EG, l'Agency for Toxic Substances and Disease Registry (ATSDR) fournit une valeur toxicologique de référence (VTR) de 0,8 mg/kg de PC par jour pour ce composé [3]. Cette VTR n'a pas été élaborée sur les effets sanitaires étudiés lors d'investigations, mais suite à des recherches sur le développement (malformations et anomalies squelettiques) chez des souris en considérant un facteur d'incertitude de 100. Dans notre investigation, malgré les incertitudes concernant les niveaux de contamination de l'eau, les données recueillies concernant l'ingestion d'eau suggèrent des dépassements fréquents de la VTR : 99,0% pour S1, 97,7% pour S2 et 31,8% en considérant le prélèvement secondaire.

Les effets sanitaires liés à l'ingestion d'EG recherchés lors de l'enquête étaient peu spécifiques et certains d'entre eux pourraient coïncider avec les symptômes des virus hivernaux, la contamination étant survenue une semaine où les épidémies hivernales de gastro-entérite aiguë et de grippe étaient constatées en Bretagne [4]. L'enquête n'a pas recherché de problèmes rénaux ou

Tableau 1 Nombre de symptômes et moyennes géométriques des doses d'éthylène glycol (EG) ingéré selon le nombre de symptômes déclarés et le scénario d'exposition, Rennes (France), janvier 2011 / Table 1 Number of symptoms and geometric means of ethylene glycol ingested by number of symptoms reported and exposure scenario, Rennes (France), January 2011

Nombre de symptômes	Présence (%)	Dose ingérée (mg/kg) [IC95%] ^a	
		Scénario 1 ^b	Scénario 2 ^c
Aucun symptôme	72,1	9,36 [7,23-12,11]	6,92 [5,38-8,91]
Au moins un symptôme	27,9	8,51 [4,69-15,49]	5,71 [3,02-10,79]
Plus d'un symptôme	14,2	8,41 [4,62-15,31]	5,20 [2,61-10,33]

^a Intervalle de confiance à 95%.

^b Concentration constante de 2 070 mg/L.

^c Concentration de 1 035 mg/L le 12 et le 13 janvier de 10h30 à 14h00, et de 2 070 mg/L le 13 janvier avant 10h30.

afférents à d'autres organes. Toutefois, une information a été adressée par l'ARS à tous les occupants de l'immeuble, leur demandant d'appeler le Centre antipoison et de toxicovigilance en cas de signes apparus dans les 4 à 12 heures suivant l'ingestion d'eau contaminée ; aucun appel n'a été reçu. Compte tenu des doses ingérées estimées, il est peu probable que des signes graves soient apparus. Ceux-ci surviennent lorsque les doses ingérées sont supérieures à plusieurs centaines de mg/kg de PC par jour [3].

L'enquête a ciblé les personnes occupant pour raisons professionnelles l'immeuble abritant un centre commercial et d'affaires. Les clients et visiteurs des commerces n'ont pas été recrutés du fait de la difficulté de les contacter dans des délais satisfaisants. La moyenne quotidienne d'eau de robinet consommée étant de 44 cl pour la région Ouest de la France [5], il semble peu probable que les visiteurs de passage aient bu ou souffert de troubles sanitaires davantage que les résidents.

La prise en compte des employés des entreprises exclues des analyses aurait peu modifié l'estimation des doses moyennes d'EG ingérées : 9,1 mg/kg de PC (IC95% [7,5-10,9]) pour S1 et 6,5 mg/kg de PC pour S2 (IC95% [5,4-7,9]).

Bien que tardif, l'envoi d'un courriel au personnel de l'ARS a permis une bonne diffusion de

l'information relative à la contamination et de la consigne de non consommation de l'eau de réseau. Malgré l'alerte donnée par les agents de sécurité à certains commerçants le jour de la contamination, 16,1% n'étaient toujours pas prévenus le lendemain après 14h00. Une alerte lancée par le gestionnaire du réseau dès le mercredi soir ou avant l'ouverture du bâtiment le lendemain aurait vraisemblablement très largement diminué le nombre de personnes exposées.

De façon générale, les conséquences d'ingestion involontaire de produits dont la toxicité est reconnue pourraient être atténuées en utilisant des produits de toxicité moindre voire nulle. Dans le cas présent, l'utilisation de l'EG pourrait être remplacée par celle de propylène glycol. Ce produit possède des propriétés physiques et thermiques communes et est beaucoup moins toxique que l'EG [6].

Différents erreurs successives ayant entraîné la contamination du réseau d'eau ont été identifiées : disconnecteur contourné, pression insuffisante et erreur humaine. Des recommandations concernant les installations ont été faites pour ce réseau particulier afin d'éviter une contamination similaire dans le futur : raccordement hydraulique du remplissage, mise en place d'un clapet anti-retour sur le point de puisage et d'un surpresseur d'eau à la sortie du remplissage normal du circuit de distribution.

Remerciements

Les auteurs remercient L. Cochet, B. Champenois et J.F. Santistevé de l'Agence régionale de santé (ARS) Bretagne pour leur collaboration à cette investigation.

Références

- [1] Harry P, Tirot P. Les glycols. *In*: Danel V, Barriot P. Les intoxications aiguës. Paris: Arnette; 1993.
- [2] Bronstein AC, Spyker DA, Cantilena LR Jr, Green JL, Rumack BH, Giffin SL. 2009 Annual Report of the American Association of Poison Control Centers' National Poison Data System (NPDS): 27th Annual Report. *Clin Toxicol (Phila)*. 2010;48(10):979-1178.
- [3] Agency for Toxic Substances and Disease Registry. Toxicological profile for ethylene glycol. Atlanta: ATSDR ; 2010 November. 305 p. Disponible à : <http://www.atsdr.cdc.gov/toxprofiles/tp96.pdf>
- [4] Cire Ouest. Point épidémiologique. Surveillance sanitaire en Bretagne. Point hebdomadaire du 19 janvier 2011. 9 p. Disponible à : <http://www.invs.sante.fr/fr/Publications-et-outils/Points-epidemiologiques/Tous-les-numeros/Ouest-Bretagne/Janvier-2011/Surveillance-epidemiologique-en-Bretagne.-Point-epidemiologique-au-19-janvier-2011>
- [5] Beaudou P, Zeghnoun A, Ledrans M, Volatier JL. Consommation d'eau du robinet pour la boisson en France métropolitaine : résultats tirés de l'enquête alimentaire INCA1. *Environ Risques & Santé*. 2003;2(3):147-58.
- [6] LaKind JS, McKenna EA, Hubner RP, Tardiff RG. A review of the comparative mammalian toxicity of ethylene glycol and propylene glycol. *Crit Rev Toxicol*. 1999;29(4):331-65.



INSTITUT
DE VEILLE SANITAIRE

Comité national des registres Maladies rares Appel à qualification 2012

Un registre est un recueil continu et exhaustif de données nominatives intéressant un ou plusieurs événements de santé dans une population géographiquement définie, à des fins de recherche et de santé publique, par une équipe ayant les compétences appropriées.

(Arrêté du 9 octobre 2009 relatif au Comité national des registres).

Les maladies rares sont celles dont la prévalence en population générale est inférieure à 1 sur 2 000.

Le texte intégral de l'appel à qualification des registres pour l'année 2012 est disponible sur les sites de l'InVS <http://www.invs.sante.fr> et de l'Inserm <http://extranet.inserm.fr> ; il concerne les registres non qualifiés.

Attention, pour les registres non qualifiés, une lettre d'intention doit être soumise au CNR-MR préalablement à la demande de qualification. Cette lettre d'intention doit être adressée au Comité national des registres Maladies rares au plus tard le 20 janvier 2012 (cf. pour plus de précision, l'appel à qualification).

Information aux lecteurs

À dater du 1^{er} janvier 2012, le BEH ne sera plus diffusé sur abonnement et ne paraîtra plus en format papier, sauf pour répondre à des nécessités très ponctuelles.

La revue sera toujours diffusée gratuitement en version électronique (PDF) sur le site internet de l'Institut de veille sanitaire

Vous pouvez consulter le BEH, et le télécharger pour l'imprimer, à l'adresse :

<http://www.invs.sante.fr/Publications-et-outils/BEH-Bulletin-epidemiologique-hebdomadaire/Derniers-numeros-et-archives>

Abonnement électronique

Vous pouvez vous abonner pour recevoir l'information de chaque nouvelle parution directement sur votre messagerie (courriel avec le sommaire du numéro et un lien permettant de le télécharger et de l'imprimer à partir du fichier PDF) :

<http://www.invs.sante.fr/Publications-et-outils/BEH-Bulletin-epidemiologique-hebdomadaire/Informations-generales>

Rubrique : Informations générales / S'abonner

Prochaine parution du BEH : mardi 10 janvier 2012

La rédaction vous souhaite d'excellentes fêtes de fin d'année