

p.57 **Emploi atypique et troubles dépressifs en France à partir de l'Enquête décennale santé 2003**
Atypical jobs and depressive symptoms in France, based on the 2003 Decennial Health Survey

p.61 **Prévalence de l'obésité et facteurs associés chez les enfants de 5-6 ans en Haute-Savoie, France**
Prevalence of obesity and associated factors among 5-6-year-old children in Haute-Savoie, France

p.64 **Appel à candidature Profet**

p.64 **Appel à publication**

Emploi atypique et troubles dépressifs en France à partir de l'Enquête décennale santé 2003

Gaëlle Santin (g.santin@invs.sante.fr)¹, Christine Cohidon², Marcel Goldberg¹, Ellen Imbernon¹

1/ Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice, France 2/ Unité mixte de recherche épidémiologique et de surveillance Travail transport environnement, Institut de veille sanitaire, Lyon, France

Résumé / Abstract

Objectifs - Décrire les liens entre emploi atypique et troubles dépressifs en France à partir des données de l'Enquête décennale santé 2003.

Méthode - Les données étudiées concernent 11 895 actifs au travail. Les symptômes dépressifs ont été mesurés par l'échelle CES-D. L'emploi atypique a été décrit par le statut d'emploi (contrat à durée limitée ou indéterminée, à son compte) et par l'expérience du temps partiel au cours de la vie professionnelle, en distinguant les temps partiels subis ou choisis.

Résultats - Les femmes occupent plus souvent un emploi atypique que les hommes, en termes de contrat à durée limitée et de temps partiel. Pour les deux sexes, le temps partiel subi est associé à une fréquence accrue de symptômes dépressifs, alors que ce n'est pas le cas pour le temps partiel choisi. Par ailleurs, le fait d'être en contrat à durée limitée est associé à la symptomatologie dépressive chez les femmes.

Discussion - Cette étude montre des liens entre les emplois atypiques et la symptomatologie dépressive. Elle souligne par ailleurs l'intérêt de distinguer le temps partiel subi et le temps partiel choisi. L'interprétation de ces résultats est cependant limitée par le caractère transversal de l'enquête.

Atypical jobs and depressive symptoms in France, based on the 2003 Decennial Health Survey

Objectives - To describe the relations between depressive symptoms and atypical jobs in France based on the data from the Decennial Health Survey 2003.

Methods - The data come from the 2003 Decennial Health Survey and concern 11,895 workers. Depressive symptoms were measured by the CES-D scale. Atypical jobs were defined by employment status (fixed-term or temporary job contract, permanent job contract, self-employed) and by part-time work during working life (involuntary or chosen).

Results - Women are more concerned by atypical jobs than men. For both sexes, involuntary part-time work was associated with a higher frequency of depressive symptoms, but part-time work by choice was not. Fixed-term contracts were associated with depressive symptoms only in women.

Discussion - This study shows associations between atypical jobs and mental health. It underlines the interest of distinguishing chosen part-time work from involuntary part-time work. The interpretation of these results is nonetheless limited by the cross-sectional nature of the survey.

Mots clés / Key words

Emploi atypique, santé mentale, enquête nationale représentative / *Atypical work, mental health, representative national survey*

Introduction

Depuis une vingtaine d'années, en France comme dans de nombreux pays industrialisés, les entreprises multiplient le recours aux emplois dits flexibles, caractérisés par des contrats de travail à durée limitée ou à temps partiel [1,2]. Par oppo-

sition aux emplois à durée indéterminée à temps plein, ils sont considérés comme des emplois atypiques [3]. Comparés aux travailleurs en contrat à durée indéterminée, les travailleurs en emploi à durée limitée (contrat à durée déterminée, contrat d'intérim, contrat saisonnier)

semblent être plus fréquemment touchés par les troubles dépressifs, les troubles musculo-squelettiques et les accidents du travail [4]. Les emplois à temps partiel sont peu étudiés dans les études épidémiologiques. Parmi les rares études menées dans ce domaine, peu de résultats se

révèlent concluants et ceux-ci ne sont pas toujours convergents [3,5].

L'objectif principal de cette étude est de décrire, en population française au travail, les liens entre l'emploi atypique et la symptomatologie dépressive, à partir des données de l'Enquête décennale santé 2003 de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee).

Population et méthodes

Schéma de l'enquête

Les données étudiées sont issues de la cinquième édition de l'Enquête décennale santé mise en œuvre par l'Insee entre octobre 2002 et octobre 2003 [6]. Environ 25 000 logements de France métropolitaine ont été tirés au sort, un logement étant considéré comme un ménage. Tous les ménages tirés au sort ont été enquêtés selon deux modes : en face à face avec enquêteur et par autoquestionnaire.

Population étudiée

La population étudiée ici a été restreinte aux personnes occupant un emploi au moment de l'enquête. Environ 82% des actifs éligibles ont complété un questionnaire exploitable, soit 6 232 hommes et 5 663 femmes. Cette étude a déjà fait l'objet d'une publication [7].

Données étudiées

Symptomatologie dépressive

La santé mentale a été évaluée par la version française validée de l'échelle CES-D (*Center for Epidemiological Studies – Depression Scale*). Les seuils validés en France, différents selon le sexe, ont été utilisés pour définir la symptomatologie dépressive [8,9].

Emploi atypique

L'emploi atypique a été caractérisé par le statut d'emploi au moment de l'enquête (en contrat d'intérim, en contrat à durée déterminée (CDD), en contrat à durée indéterminée (CDI) ou à son compte) et par un indicateur composite relatif au travail à temps partiel, construit à partir des informations recueillies : temps partiel actuel, temps partiel choisi ou subi, durée totale passée en temps partiel au cours de la vie professionnelle. Les hommes et les femmes n'étant pas exposés au temps partiel avec la même fréquence, un indicateur plus détaillé a été élaboré pour les femmes. *In fine*, les modalités suivantes ont été considérées : temps complet actuel sans jamais avoir travaillé à temps partiel, temps complet actuel ayant travaillé à temps partiel dans le passé, temps partiel actuel choisi, temps partiel actuel subi avec distinction chez les femmes d'un

travail à temps partiel expérimenté dans le passé durant moins de 60 mois ou plus de 60 mois.

Facteurs d'ajustement

Plusieurs facteurs d'ajustement ont été pris en compte dans l'analyse des liens entre troubles dépressifs et emploi atypique : des variables sociodémographiques ou relatives à la vie personnelle, des indicateurs de situation sociale (niveau d'études, dernière catégorie sociale occupée, revenu annuel par unité de consommation de ménages, accès à une complémentaire santé), la durée totale de chômage au cours de la vie professionnelle ou de comportement à risque pour la santé (alcool, tabac) [9]. Des variables de santé ont également été utilisées :

- la déclaration d'une maladie chronique grave (codée en CIM 10) : tumeurs malignes, troubles du métabolisme, hypertension artérielle et insuffisance cardiaque, affections héréditaires et dégénératives du système nerveux central, insuffisance respiratoire chronique par emphysème, maladies chroniques et cirrhoses du foie, insuffisance rénale chronique, polyarthrite rhumatoïde et spondylarthrite ankylosante, anomalies congé-

nitales, hépatites chroniques, épilepsie, polyneuropathies et autres affections du système nerveux périphérique, affections musculaires et neuromusculaires, paralysies cérébrales et autres syndromes paralytiques ;

- la consommation déclarée de médicaments psychotropes la veille de la troisième visite de l'enquêteur. Les classes suivantes de psychotropes ont été retenues (pour leur utilisation potentielle, dans le cas de symptômes dépressifs) : anti-épileptique, antipsychotique, anxiolytique, hypnotique, antidépresseur.

Analyse statistique

Toutes les estimations (prévalence, odds-ratio (OR), intervalles de confiance) ont pris en compte le plan de sondage et ont été calculées à l'aide des commandes SVY du logiciel Stata® [10]. Les effectifs présentés sont, en revanche, ceux de l'échantillon. Les analyses ont été réalisées séparément chez les hommes et les femmes.

Les associations brutes entre la prévalence de troubles dépressifs et l'ensemble des variables indépendantes ont été testées par des tests du χ^2 Chi2. Enfin, des régressions logistiques ont été

Tableau 1 Troubles dépressifs (TD) chez les actifs en emploi selon les variables de situation sociale et d'indicateurs d'emploi atypique, France, 2003 / **Table 1** Depressive symptoms in people with jobs, according to social situation and indicators of atypical jobs, France, 2003

	Hommes (n=6 082)		Femmes (n=5 521)	
	n	% TD	n	% TD
Diplôme		***		***
Sans diplôme	1 295	15,8	1 215	13,5
< Baccalauréat	1 933	11,7	1 315	11,3
≥ Baccalauréat	2 854	9,0	2 991	8,3
Revenu annuel par unité de consommation du ménage				**
Parmi les 10% les plus pauvres (<6 700 €)	323	14,2	259	15,4
Parmi les 80% des individus ayant un revenu compris entre 6 700 et 27 400 €	4 829	12	4 477	10,7
Parmi les 10% les plus riches (>27 400 €)	930	9,0	785	7,3
Groupe socioprofessionnel		***		**
Agriculteurs	223	13,5	116	10,4
Artisans, commerçants, professions libérales	403	13,6	159	4,0
Cadres	1 264	7,8	776	7,6
Professions intermédiaires	1 526	10,1	1 495	8,6
Employés	714	15,7	2 453	12,3
Ouvriers qualifiés	1 540	11,8	249	12,4
Ouvriers non qualifiés	412	15,5	273	12,2
Complémentaire santé		***		*
Non	408	18,2	253	14,7
Oui	5 674	11,2	5 268	10,3
Durée totale passée au chômage au cours de la vie professionnelle		**		
0 mois	4 263	10,8	3 956	10,0
1 à 12 mois	1 323	12,7	925	11,0
> 12 mois	496	16,6	640	13,0
Statut d'emploi				***
Intérim	115	13,7	72	10,1
CDD	410	14,6	563	15,3
CDI	4 727	11,3	4 427	10,4
À son compte	779	12,5	415	6,0
Expérience du temps partiel au cours de la vie professionnelle		***		***
Jamais à temps partiel	5 041	10,6	2 600	9,0
Temps partiel dans le passé ; Temps complet actuel	716	15,7	1 330	11,8
Temps partiel actuel choisi	109	7,1	993	9,1
Temps partiel actuel subi (H) ; Temps partiel actuel subi ≤ 60 mois (F)	92	24,6	269	17,1
Temps partiel actuel subi > 60 mois (F)	–	–	190	19,3

*p<0,05, **p<0,01, ***p<0,001 NB : différence NS selon le sexe (H=11,8% ; F=10,4%)

conduites pour étudier les associations entre les troubles dépressifs et les indicateurs d'emploi atypique, tout en ajustant sur les autres facteurs. Compte tenu du nombre de variables étudiées et de leurs corrélations, une première étape a consisté à réaliser des régressions logistiques par groupes de variables : symptômes dépressifs et variables sociodémographiques, variables de santé, de situation sociale et enfin emploi atypique. Elles ont permis d'étudier la stabilité des OR et des intervalles de confiance après ajout et retrait des variables appartenant au même groupe.

Faute d'effectif suffisant, les intérimaires ont été regroupés avec les CDD dans une même catégorie : les contrats à durée limitée.

Résultats

Description de la population

La population d'étude (n=11 895) comprend 55% d'hommes et 45% de femmes ; 75% d'entre eux en CDI. Les contrats à durée limitée sont plus fréquents chez les femmes que chez les hommes (12,2% vs 9,6% ; p<0,001). Sur l'ensemble de la vie professionnelle, les femmes ont été davantage concernées par le travail à temps partiel que les hommes. Enfin, environ une personne sur trois a vécu une situation de chômage durant sa vie professionnelle.

La prévalence de symptômes dépressifs est de 11,2% sans différence selon le sexe. Les femmes en contrat à durée déterminée sont plus touchées par les troubles dépressifs que celles bénéficiant d'un contrat à durée indéterminée (tableau 1) ; on n'observe pas de différence chez les hommes selon le type de contrat. Un temps partiel actuel subi ou une expérience passée du temps partiel est associé à la symptomatologie dépressive, et ce quel que soit le sexe. Il existe, par ailleurs, de fortes associations entre les indicateurs de situation sociale (niveau d'étude, revenu annuel, catégorie sociale) et la dépressivité qui touche particulièrement les hommes n'ayant pas contracté d'assurance complémentaire santé ou ayant expérimenté le chômage dans le passé.

Symptômes dépressifs et emplois atypiques

Comparées aux femmes en contrat à durée indéterminée, les femmes en contrat à durée limitée sont plus touchées par les symptômes dépressifs (OR=1,47 ; IC 95% [1,04-2,09]) alors que celles travaillant à leur compte sont moins concernées (OR=0,45 ; IC 95% [0,23-0,88]). Les différences chez les hommes ne sont pas significatives.

En analyse multivariée (tableau 2), on observe chez les femmes un gradient dans l'association entre les troubles dépressifs et le temps partiel subi ; le temps partiel subi depuis plus de 60 mois est plus fortement associé à la dépressivité (OR=2,23 ; IC 95% [1,28-3,90]). Les hommes employés à temps complet au moment de l'enquête, et ayant travaillé à temps partiel au cours de leur vie professionnelle, sont également plus touchés par les troubles dépressifs (OR=1,35 ; IC 95% [1,02-1,80]) que ceux n'ayant jamais expérimenté le temps partiel ; il n'y a pas d'association significative entre trouble dépressif et temps partiel subi chez les hommes, mais cela peut être dû à un manque de puissance statistique.

Quel que soit le sexe, on trouve un gradient dans l'association entre dépressivité et niveau d'étude, les plus touchées étant les personnes sans diplôme. En revanche, parmi les variables socio-économiques, le revenu et la catégorie socioprofessionnelle ne sont plus présents dans le modèle final. Par ailleurs, les hommes n'ayant pas

contracté d'assurance complémentaire santé sont plus concernés par les symptômes dépressifs.

Discussion

Les femmes sont plus souvent confrontées aux emplois atypiques que les hommes, en termes de contrat à durée limitée et de temps partiel. Cette étude montre par ailleurs l'existence d'associations entre une symptomatologie dépressive et plusieurs indicateurs d'emplois atypiques. Le temps partiel subi est associé à une fréquence accrue de symptômes dépressifs, alors que ce n'est pas le cas pour le temps partiel choisi. Par ailleurs, le fait d'être en contrat à durée limitée n'est associé à la symptomatologie dépressive que chez les femmes.

L'atout principal de notre étude vient du recours à plusieurs indicateurs détaillés pour caractériser l'emploi atypique : le statut d'emploi et l'expérience du travail à temps partiel au cours de la vie professionnelle, en distinguant le temps partiel actuel subi ou choisi. Par ailleurs, il s'agit d'une enquête permettant d'obtenir des estima-

Tableau 2 OR des troubles dépressifs selon les indicateurs d'emploi atypique ajustés sur les variables sociodémographiques d'événements de vie, de santé et de situation sociale, France, 2003 / Table 2 OR for depressive symptoms according to indicators of atypical jobs adjusted for social and demographic variables, life events, health and social situation, France, 2003

	Hommes (n=5 240)			Femmes (n=4 152)		
	n	OR	IC 95%	n	OR	IC 95%
Statut d'emploi						
CDI	4 143	1,00		3 391	1,00	
À son compte	672	1,23	[0,89-1,71]	316	0,45	[0,23-0,88]
Contrat à durée limitée	425	0,80	[0,55-1,18]	445	1,47	[1,04-2,09]
Expérience du temps partiel au cours de la vie professionnelle						
Jamais à temps partiel	4 442	1,00		1 994	1,00	
Temps partiel dans le passé ; Temps complet actuel	621	1,35	[1,02-1,80]	1 071	1,12	[0,83-1,51]
Temps partiel actuel choisi	93	0,58	[0,24-1,41]	761	1,01	[0,70-1,46]
Temps partiel actuel subi (H) ; Temps partiel actuel subi ≤ 60 mois (F)	84	1,63	[0,88-3,04]	195	1,82	[1,12-2,97]
Temps partiel actuel subi > 60 mois (F)	-	-	-	131	2,23	[1,28-3,90]
Diplôme						
≥ Baccalauréat	2 543	1,00		2 384	1,00	
< Baccalauréat	1 658	1,52	[1,19-1,93]	935	1,57	[1,17-2,09]
Sans diplôme	1 039	1,91	[1,46-2,49]	833	1,78	[1,33-2,40]
Complémentaire santé						
Oui	4 917	1,00		-	-	-
Non	323	1,63	[1,12-2,38]	-	-	-
Vie en couple						
Oui	4 210	1,00		3 161	1,00	
Non	1 030	2,29	[1,80-2,90]	991	1,99	[1,55-2,56]
Événement marquant avant 18 ans						
Non	3 367	1,00		2 465	1,00	
Oui	1 873	1,79	[1,45-2,21]	1 687	1,66	[1,30-2,12]
Événement marquant au cours de l'année écoulée						
Non	2 908	1,00		2 125	1,00	
Oui	2 332	2,54	[2,04-3,16]	2 027	2,16	[1,67-2,79]
Maladie chronique grave						
Non	4 702	1,00		-	-	-
Oui	538	1,54	[1,13-2,11]	-	-	-
Consommation de psychotrope						
Non	5 137	1,00		3 967	1,00	
Oui	103	6,16	[3,81-9,95]	185	3,95	[2,74-5,70]
Consommation excessive d'alcool						
Non	4 564	1,00		3 917	1,00	
Oui	676	2,11	[1,61-2,76]	235	1,78	[1,18-2,68]

tions représentatives de la population en emploi en France, avec un effectif important. La limite majeure de notre étude vient du caractère transversal de l'enquête qui ne permet pas d'interpréter facilement les associations observées. Il est probable que les deux sens co-existent dans les liens entre emplois atypiques et symptômes dépressifs. En effet, l'existence préalable d'un mauvais état de santé chez des personnes peut les conduire à occuper des emplois particulièrement précaires et atypiques du fait, par exemple, d'un parcours scolaire ou d'une insertion professionnelle difficiles [11]. Le mode déclaratif de recueil de données peut entraîner un biais dans l'appréciation des conditions de travail par les personnes dépressives, mais l'analyse présentée ici s'appuie sur des éléments principalement factuels afin de limiter ce risque. Concernant le CES-D, nous avons choisi de présenter les résultats en utilisant les seuils français recommandés dans un souci de comparaison avec d'autres études françaises, même s'il est inhabituel d'observer une prévalence de symptomatologie dépressive équivalente chez les hommes et les femmes [12]. Nos résultats montrent que les seuils de dépressivité définis en France devraient être réévalués ; l'utilisation du score CES-D va dans ce sens, le score moyen des femmes étant statistiquement supérieur à celui des hommes (9,1 chez les hommes vs 12,3 chez les femmes, $p < 0,001$). Néanmoins, ce problème de seuil, affectant les estimations des prévalences, n'a probablement eu que peu d'effet sur l'étude des liens entre emploi atypique et troubles dépressifs, les analyses étant séparées selon le sexe [9]. De plus, les mêmes associations entre les variables indépendantes et la dépressivité observée ont été retrouvées en utilisant un score en continu. Enfin, certaines questions du CES-D sont liées à la situation sociale et professionnelle de la personne (par exemple « se sentir confiant en l'avenir »), ce qui pourrait surestimer la prévalence de dépressivité dans les populations précarisées.

La confrontation de ces résultats avec ceux décrits dans la littérature internationale n'est pas simple, principalement pour deux raisons. Tout d'abord, les définitions de l'emploi atypique et ses conséquences en termes de précarité financière et sociale peuvent différer selon les pays. Par ailleurs, les outils utilisés dans la littérature internationale pour mesurer la santé mentale varient d'une simple question à des échelles validées. Certains points peuvent néanmoins être discutés.

La présente étude montre uniquement chez les femmes une association entre troubles dépressifs

et contrat à durée limitée. Plusieurs études vont également dans ce sens [13]. En France, de nombreuses formes d'emplois atypiques (contrats de courte durée, travailleurs à domicile) ont comme point commun un moins bon accès au système de prévention individuelle des risques professionnels. Les femmes, occupant souvent des emplois temporaires de durée très courte [1], pourraient être encore plus concernées par ce problème d'accès à la médecine du travail que les hommes.

Les travailleurs indépendants sont, quant à eux, très peu étudiés en épidémiologie des risques professionnels. Les femmes exerçant à leur compte ont, dans notre étude, une prévalence de dépressivité deux fois moins élevée que les hommes. Une des hypothèses serait que, compte tenu des difficultés en matière d'incertitude de revenus et de charges diverses qu'engendrent les emplois indépendants, les femmes qui s'engagent dans ce type d'activité auraient un profil psychologique particulier, ce qui pourrait être moins le cas chez les hommes.

On retrouve, pour les deux sexes, une association entre le temps partiel subi actuel et la dépressivité (association non significative chez les hommes, probablement par manque de puissance). Les rares études existantes sur les liens entre temps partiel et santé mentale concluent plutôt à une absence de liens [4,5], mais ces études ne distinguent pas le fait d'avoir choisi ou de subir le temps partiel. En France, la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares) [2] a montré qu'il existe une grande diversité dans les emplois à temps partiel (allant des employés à temps partiel choisi en CDI avec des horaires réguliers aux employés des services aux particuliers ou de la grande distribution travaillant moins de 20 heures par semaine, avec des horaires décalés ou fractionnés). Cette hétérogénéité entraîne des différences de revenus et de contraintes de travail qui se retrouvent probablement dans la distinction entre les temps partiels subis et choisis.

Certains auteurs ont suggéré que les liens entre emplois atypiques et troubles psychiques pouvaient résulter d'une exposition professionnelle particulièrement forte aux contraintes psychosociales dans ces types d'emplois [14,15]. Nous avons donc, dans un second temps, introduit dans nos analyses certaines contraintes psychosociales comme la pression temporelle, la faible latitude décisionnelle, l'insuffisance de l'entraide (résultats non présentés) ; nos résultats ne vont pas dans ce sens. En effet, les liens persistent après l'ajustement sur certaines contraintes

psychosociales de travail. Celles qui ont été explorées ici ne sont évidemment pas exhaustives [9]. Il est probable que d'autres facteurs psychosociaux au travail, non étudiés dans cette étude, comme la faible reconnaissance des efforts, l'insatisfaction globale au travail, les problèmes d'éthique professionnelle, interviennent dans ces processus complexes.

Conclusion

Cette étude montre non seulement des liens entre emploi atypique et symptomatologie dépressive, mais également que ces liens peuvent différer selon le sexe. Ceci est observé essentiellement pour le statut d'emploi. Le contexte économique actuel, qui engendre une insécurité de l'emploi touchant particulièrement les travailleurs occupant un emploi atypique, souligne par ailleurs la nécessité de surveiller la santé de ces populations et tout particulièrement leur santé psychique.

Remerciements

Nous remercions l'Insee pour avoir mis à disposition de l'Institut de veille sanitaire les données de l'Enquête décennale santé 2003.

Références

- [1] Bunel M. Analyser la relation entre CDD et CDI : emboîtement et durée des contrats. Centre d'études de l'emploi. Rapport 2005.
- [2] Dares. Le travail à temps partiel. Rapport 2005.
- [3] Bardasi E, Francesconi M. The impact of atypical employment on individual wellbeing : evidence from a panel of British workers. *Soc Sci Med*. 2004;58(9):1671-88.
- [4] Virtanen M, Kivimäki M, Joensuu M, Virtanen P, Elovainio M, Vahtera J. Temporary employment and health : a review. *Int J Epidemiol*. 2005;34(3):610-22.
- [5] Artazcoz L, Benach J, Borrell C, Cortes I. Social inequalities in the impact of flexible employment on different domains of psychosocial health. *J Epidemiol Community Health*. 2005;59(9):761-7.
- [6] Caron N, Rousseau S. Correction de la non-réponse et calage de l'enquête santé 2002. Document de travail. Insee. M0505.2005.
- [7] Santin G, Cohidon C, Goldberg M, Imbernon E. Depressive symptoms and atypical jobs in France, from the 2003 Decennial health survey. *Am J Ind Med*. 2009;52:799-810.
- [8] Fuhrer R, Rouillon F. La version française de l'échelle CES-D (Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale). Description et traduction de l'échelle d'autoévaluation. *Psychiatr Psychobiol*. 1989;4:163-6.
- [9] Cohidon C, Santin G. Santé mentale et activité professionnelle dans l'Enquête Décennale Santé 2003 de l'Insee. Saint-Maurice : Institut de veille sanitaire, octobre 2007 ; 75 p. http://www.invs.sante.fr/publications/2007/sante_mentale/index.html
- [10] StataCorp. Stata statistical Software : Release 9.0. 2006.
- [11] Virtanen P, Vahtera J, Kivimäki M, Pentti J, Ferrie J. Employment security and health. *J Epidemiol Community Health* 2002;56:569-74.
- [12] Cohidon C, Santin G, Imbernon E, Goldberg M. Working conditions and depressive symptoms in the 2003 Decennial health survey : the role of the occupational category. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2009 Oct 30. [Epub ahead of print]. PubMed PMID : 19876581.
- [13] Kim IH, Khang YH, Muntaner C, Chun H, Cho SI. Gender, precarious work, and chronic diseases in South Korea. *Am J Ind Med*. 2008;51:748-57.
- [14] Benach J, Muntaner C. Precarious employment and health : developing a research agenda. *J Epidemiol Community Health*. 2007;61:276-7.
- [15] Stansfeld S. Work, personality and mental health. *Br J Psychiatry*. 2002;181:96-8.

Prévalence de l'obésité et facteurs associés chez les enfants de 5-6 ans en Haute-Savoie, France

Denis Fontaine (denis.fontaine@ors-rhone-alpes.org)¹, Christophe Guigné², Marlène Bernard¹, Delphine Gruaz¹

1/ Observatoire régional de la santé Rhône-Alpes, Lyon, France 2/ Inspection d'académie de Haute-Savoie, Annecy, France

Résumé / Abstract

L'obésité infantile s'est fortement accrue dans les années 1990. Le bilan médico-développemental scolaire systématique des enfants de 5-6 ans est une opportunité pour étudier sa prévalence. Cette étude transversale a concerné un échantillon représentatif de 1 008 enfants de Haute-Savoie en 2008.

La prévalence de l'obésité (degrés 1 et 2 des normes internationales) est de 9,7%. Elle est de 15,2% chez les élèves des zones défavorisées contre 9,1% chez les autres enfants, soit un risque relatif de 1,7. En revanche, la prévalence ne diffère pas selon le genre. La maigreur sévère (grades 2 et 3) ne touche que 1,0% des enfants.

En analyse multivariée, seuls trois facteurs sont associés à l'obésité : avoir deux parents originaires d'autres pays que la France métropolitaine et la Suisse, apporter une collation pour la récréation de l'après-midi, avoir un antécédent familial de surpoids. Les caractéristiques socio-économiques, les habitudes de vie, l'alimentation et le bien-être à l'école n'apparaissent pas liés à l'obésité dans cette étude.

La comparaison avec une première étude départementale rétrospective faite en 2003 chez les enfants de sixième montre une stabilisation de la prévalence de l'obésité chez les enfants de 5-6 ans de Haute-Savoie, entre 1998 et 2008, ce qui est conforme à de récentes études nationales.

Prevalence of obesity and associated factors among 5-6-year-old children in Haute-Savoie, France

Childhood obesity strongly increased in the 1990's. The systematic school medical and developmental examination of the 5-6-year-old children is an opportunity to study its prevalence. This cross-sectional study included a representative sample of 1,008 children living in the French Haute-Savoie area in 2008.

The prevalence of obesity (grades 1 and 2 of the international standards) is 9.7%. The prevalence is 15.2% among children in disadvantaged areas vs 9.1% among the others, representing a relative risk of 1.7. Obesity prevalence does not differ according to the gender. Severe thinness (grades 2 and 3) affects only 1.0% of children.

In multivariate analysis, only three factors are linked to obesity: having both parents originating from other countries than metropolitan France and Switzerland, bringing a snack at school for afternoon break, having a family history of overweight. Socioeconomic characteristics, lifestyle, nutrition and well-being at school do not appear to be linked to obesity in our study.

The comparison with a first departmental study made in 2003 among children in seventh grade (12-year old), shows a stabilization of the prevalence of obesity among the 5-6-year-old Haute-Savoie children between 1998 and 2008, which is consistent with recent national studies.

Mots clés / Key words

Obésité de l'enfant, France, IMC, enquête santé / Child obesity, France, BMI, health survey

Introduction

Dans tous les pays industrialisés, dans les années 1990, l'obésité est devenue de plus en plus fréquente chez les enfants, laissant présager une aggravation des facteurs de risque des maladies cardiovasculaires et du diabète [1]. En France, les enfants scolarisés en grande section de maternelle (à 5 ou 6 ans) bénéficient d'un bilan médico-développemental systématique, pendant lequel des enquêtes peuvent être réalisées.

La première enquête nationale de 1999-2000, qui porte sur 30 000 enfants de grande section de maternelle [2], a montré que 14,5% étaient obèses en France métropolitaine selon les normes IOTF, *International obesity taskforce*, (10,6% en degré 1, et 3,9% en degré 2). Dans l'échantillon de Rhône-Alpes (2 873 enfants), 12,2% des enfants étaient obèses (8,9% en degré 1 et 3,3% en degré 2).

En Haute-Savoie, une étude réalisée en 2003 auprès de 963 enfants de classe de sixième (11-12 ans) a montré que 15,7% étaient

obèses [3]. Leur indice de masse corporelle (IMC) à 5 ans a été recherché dans leur carnet de santé, montrant une prévalence estimée à 12,1% d'enfants obèses en 1998 (9,7% en degré 1 et 2,4% en degré 2). L'obésité à 5-6 ans apparaissant comme fortement prédictive de celle à 11-12 ans, il semblait préférable de s'en préoccuper dès l'école primaire.

Cette étude, réalisée en 2008, a pour objectifs :
- de mesurer la prévalence de l'obésité chez les enfants de grande section de maternelle de Haute-Savoie, avec un focus particulier sur les zones défavorisées (Contrat urbain de cohésion sociale ou Réseau/Zone d'éducation prioritaire – Cucs/REP/ZEP) ;
- d'analyser les facteurs associés en termes de conditions socio-économiques, d'habitudes alimentaires, d'exercice physique, de sédentarité, et d'image de soi.

Méthodes

Cette étude transversale réalisée de novembre 2007 à mars 2008 concerne un échantillon représentatif de 1 008 enfants sur les 9 325 enfants de grande section de maternelle du département constitué en deux strates :

- pour les 985 enfants scolarisés dans les zones défavorisées (Cucs/REP/ZEP), un sondage aléatoire simple a inclus la moitié des enfants des 26 groupes scolaires concernés, soit un premier échantillon de 454 enfants, pour obtenir une mesure précise de la prévalence de l'obésité dans cette strate ;
- pour les 8 340 enfants scolarisés hors de ces zones, des grappes de 14 enfants ont été tirées au sort dans les groupes scolaires publics et privés, en tenant compte du nombre d'enfants présents dans chacun. Ce second échantillon comportait 554 enfants de 46 écoles.

L'enquête a été réalisée par le personnel médical et infirmier scolaire, lors de la visite médicale obligatoire, et comportait des mesures de poids

(balances étalonnées), de taille et un questionnaire pour l'enfant. Le questionnaire pour la famille était rempli en face à face ou par téléphone en cas d'absence des parents à la visite. Un bref auto-questionnaire pour les enseignants, rempli en face à face, portait sur l'organisation de l'école.

La prévalence départementale a été calculée en agrégeant la prévalence de chaque strate, avec pondération selon l'effectif total de la strate.

Pour l'analyse des facteurs associés à l'obésité, les enfants dont les questionnaires étaient manquants (refus des parents ou parents non joignables) ont été exclus, ainsi que les enfants en maigreux sévère. Puis les enfants scolarisés en zones défavorisées ont été ramenés par pondération à leur importance réelle dans la population totale des enfants. L'analyse a donc porté sur 964 enfants soit, après pondération, 526 enfants. Les caractéristiques des enfants obèses (degré 1 ou 2) ont été comparées à celles du groupe de référence (les enfants de poids normal ou maigreux grade 1) par régression logistique. Après une analyse univariée, le modèle final a été obtenu par une procédure descendante multivariée.

Résultats

Prévalence de l'obésité et de la maigreur

L'obésité touche 9,7% des enfants du département, dont 7,8% de degré 1 et 1,9% de degré 2. Le tableau 1 donne les intervalles de confiance. La prévalence ne diffère pas entre les filles et les garçons.

En revanche, la prévalence est plus élevée dans les zones défavorisées (Cucs/REP/ZEP) : 15,2% contre 9,1% chez les enfants scolarisés en dehors de ces zones, soit un risque 1,7 fois plus élevé (tableau 1).

Les données permettaient aussi de mesurer la prévalence de la maigreur, des normes internationales étant disponibles depuis 2007 avec trois grades [4]. La maigreur sévère (grades 2 et 3) est rare, puisqu'elle touche 1,0% des enfants. Elle ne diffère pas selon le genre ou la zone de scolarisation.

Un aperçu des habitudes de vie des enfants

L'étude donne un aperçu des conditions de vie et des habitudes des enfants de 5-6 ans de Haute-Savoie. Le questionnaire rempli par les parents montre que 11% des enfants vivent dans une famille monoparentale, que 97% des parents se sentent en sécurité dans leur logement et que 30% déclarent avoir des difficultés financières pour leurs achats alimentaires.

Tableau 1 Prévalence de l'obésité chez les enfants de 5-6 ans en Haute-Savoie (n=1 003), France, 2008 / Table 1 Prevalence of obesity among 5-6-year-old children in Haute-Savoie (n=1,003), France, 2008

	Zones défavorisées % [IC 95%]	Autres zones % [IC 95%]	Haute-Savoie % [IC 95%]
Obésité degré 1	12,1 [10,6 - 14,0]	7,3 [5,3 - 9,3]	7,8 [5,8 - 9,8]
Obésité degré 2	3,1 [2,3 - 4,2]	1,8 [0,7 - 3,0]	1,9 [0,9 - 3,1]
Total obésité (1+2)	15,2 [13,5 - 17,2]	9,1 [6,8 - 11,4]	9,7 [7,5 - 12,0]
Poids normal	83,6 [10,6 - 14,0]	75,9 [73,7 - 78,0]	82,8 [79,8 - 85,9]
Maigreux grade 1	7,3 [6,1 - 8,8]	6,4 [4,1 - 8,6]	6,5 [4,3 - 8,6]
Maigreux grade 2	1,1 [0,7 - 1,9]	0,7 [0,1 - 1,4]	0,8 [0,2 - 1,4]
Maigreux grade 3	0,4 [0,2 - 1,1]	0,2 [0,0 - 0,5]	0,2 [0,0 - 0,6]

[IC 95%] : intervalle de confiance à 95%

La satisfaction de l'enfant à l'école est massivement exprimée par les parents (97%) et par les enfants (83%). À l'école, 99% des enfants ont une cantine et 86% une « garderie » périscolaire, selon les enseignants. Selon les parents, 27% des enfants ne fréquentent jamais la cantine et 69% ne fréquentent jamais la structure périscolaire le soir. Les enseignants déclarent qu'une collation est fournie par l'école à 34% des enfants le matin (le plus souvent en début de matinée).

Presque tous les enfants ont pris un petit déjeuner le matin de l'enquête, selon les parents (98%) et selon les enfants (97%). Les enfants sont 28% à dire avoir mangé du pain et 16% un fruit frais, mais 77% déclarent avoir pris un produit laitier. Selon les parents, 38% des enfants mangent des fruits tous les jours, 57% ne boivent jamais de sodas, 69% ne grignotent jamais entre les repas et 63% des enfants ne font jamais de repas devant la télévision.

En ce qui concerne les collations apportées à l'école pour la récréation, 11% des enfants disent en apporter le matin et 5% l'après-midi.

Les parents déclarent une pratique sportive régulière en famille pour 58% des enfants ou en club pour 50% des enfants. Au total, elle concerne 80% des enfants. D'autre part, en dehors des heures de classe, 73% des enfants jouent en plein air. Les trois quarts des enfants (74%) ne marchent pas du tout pour aller à l'école.

En ce qui concerne les loisirs sur écran (télévision, ordinateur ou console de jeux), 23% des enfants ont au moins un écran dans leur chambre. La moitié (49%) passe moins d'une heure par jour devant un écran les jours d'école, mais ils ne sont plus que 15% les jours de vacances. De plus, 46% ont regardé la télévision le matin de l'enquête avant d'aller à l'école selon leurs parents, ce que déclarent aussi les enfants (50%).

Facteurs associés à l'obésité

L'analyse univariée montre que 5 facteurs sont significativement associés à l'obésité : avoir deux parents originaires d'autres pays que la France métropolitaine et la Suisse (dans 60% des cas le Maghreb ou la Turquie), ne jamais aller au restaurant scolaire, avoir une collation fournie par l'école à la récréation du matin, apporter une collation pour la récréation de l'après-midi, avoir un antécédent familial de surpoids selon les déclarations des parents (notamment père et grands-parents).

L'analyse multivariée retient trois facteurs significativement associés à l'obésité dans le modèle final : avoir deux parents originaires d'autres pays que la France métropolitaine et la Suisse, apporter une collation pour la récréation de l'après-midi, avoir un antécédent familial de surpoids. Chacun multiplie par trois le risque d'obésité (tableau 2).

Tableau 2 Facteurs explicatifs de l'obésité chez les enfants de 5-6 ans en Haute-Savoie. Analyse multivariée par régression logistique (effectif pondéré n=526), France, 2008 / Table 2 Explanatory factors of obesity among 5-6-year-old children in Haute-Savoie. Multivariate analysis by logistic regression (weighted sample n=526), France, 2008

Variable significativement liée à l'obésité	OR ajusté	[IC 95%]
Pays d'origine des parents		
Les deux parents sont originaires de France métropole/Suisse	Référence	-
L'un des parents est originaire d'un pays étranger ou des DOM-TOM	1,3	[0,5 - 3,0]
Les deux parents sont originaires d'un pays étranger ou des DOM-TOM	3,1**	[1,5 - 6,6]
Collation de l'après-midi apportée par les enfants	3,4**	[1,3 - 9,1]
Antécédent familial de surpoids ^a	3,2***	[1,7 - 6,2]
Nombre de proches en surpoids ^a :		
Aucun	Référence	-
Une personne	2,0*	[1,1 - 3,8]
Au moins deux personnes	4,1**	[1,5 - 11,5]

[IC 95%] : intervalle de confiance à 95%

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

^a Risque ajusté sur l'origine des parents et la collation de l'après-midi

Tableau 3 Prévalence de l'obésité (degrés 1 et 2) mesurée dans des enquêtes régionales et nationales chez les enfants de 5-6 ans, France, 2008 / Table 3 Prevalence of obesity (grades 1 and 2) among 5-6-year-old children in regional and national studies, France, 2008

Région – (année)	Nombre d'enfants	Prévalence garçons %	Prévalence filles %	Prévalence ensemble %
France (1999-2000) [9]	30 000	11,1	14,9	13,9
Alsace (2001-2002) [10]	4 460	13,8	16,4	15,0
Provence-Alpes-Côte d'Azur* (2002-03) [6]	2 660	9,0	11,6	10,3
Martinique (2003) [11]	5 756	15,1	22,1	18,6
Seine-Saint-Denis (2003-04) [12]	1 339	13,1	14,8	13,9
Languedoc-Roussillon (2003-04) [13]	1 740	17,3	19,4	18,3
Auvergne (2004-05) [5]	11 369	7,7	10,9	9,3
Picardie** (2006-07) [14]	2 488	12,9	18,5	15,7
Haute-Savoie (2007-08)	1 003	9,7	9,7	9,7

* Enfants de 4 ans (petite et moyenne section de classe maternelle)

** Enfants de 6-7 ans (cours préparatoire)

En revanche, les caractéristiques socio-économiques (niveau d'étude, profession et catégorie socioprofessionnelle des parents, famille monoparentale ou non, difficultés financières pour les achats alimentaires ou non...), les habitudes de vie (présence d'écrans dans la chambre de l'enfant ou non, temps passé devant l'écran, activité sportive encadrée ou en famille, temps de marche pour aller à l'école...), l'alimentation (le petit-déjeuner pris le jour de l'enquête, prise des repas devant la télévision, grignotage ou non...), le fait que l'enfant se plaise à l'école ou non (y compris les temps de la récréation), ne sont pas significativement différents chez les enfants obèses.

Il est également à noter que seuls 31% des parents d'enfants obèses ont conscience de cet excès pondéral, et que seuls 8% des enfants obèses choisissent, pour se représenter, la silhouette la plus ronde parmi un choix de trois.

Discussion

Stabilité de la prévalence sur 10 ans en Haute-Savoie

La prévalence de l'obésité en Haute-Savoie situe ce département dans la tranche basse de prévalence par rapport aux enquêtes effectuées dans d'autres régions françaises (tableau 3) : elle est comparable aux 9,3% mesurés en Auvergne, en 2005, chez des enfants du même âge [5] et aux 10,3% en 2003 en région Provence-Alpes-Côte d'Azur chez des enfants de 3-4 ans [6]. L'absence de sur-risque chez les filles en Haute-Savoie, contrairement aux autres régions (tableau 3), explique en partie ce taux de prévalence bas. Cette prévalence ne diffère pas significativement de l'étude de 2003 qui était rétrospective et portait sur la situation de 1998 : il semble donc

avoir stabilisation de la prévalence sur ces 10 dernières années en Haute-Savoie. Il faut néanmoins noter que cette enquête de 2003 différait dans sa méthode : elle s'appuyait sur les données du carnet de santé et non sur une mesure directe, et les données manquaient pour 17% des enfants. Deux enquêtes nationales montrent également une stabilisation de l'obésité chez des enfants de 7-8 ans entre 2000 et 2007 [7] et chez les 3-10 ans entre 1999 et 2007, ce qui est cohérent pour cette dernière étude avec la baisse de l'apport calorique durant la même période [8]. Malgré ces éléments positifs, l'obésité reste un problème de santé publique puisque quelque 910 enfants de 6 ans seraient à prendre en charge pour obésité chaque année en Haute-Savoie, dont 150 dans les zones défavorisées.

Des facteurs associés à l'obésité encore mal connus à cet âge

Les facteurs liés à l'obésité sont connus chez l'adulte (faible niveau socio-économique, alimentation déséquilibrée, sédentarité...) [1], mais moins à cet âge précoce de 5-6 ans. L'analyse du régime alimentaire ne pouvait être précise du fait des modalités d'enquête (entretien ponctuel et court), et du fait de la dépendance de l'enfant à la nourriture préparée par les adultes. Le biais de déclaration peut être évoqué, car de nombreux messages sur l'alimentation et l'activité physique sont régulièrement diffusés dans les médias. Toutefois, les données croisées entre les réponses des enfants et des parents sont concordantes.

Ni le genre, ni les facteurs socio-économiques n'apparaissent liés à l'obésité dans cette étude, contrairement à d'autres études nationales ou régionales. À l'opposé, les facteurs familiaux (qui peuvent être culturels, génétiques et/ou d'habi-

tudes de vie) sont fortement mis en avant, au travers du pays d'origine des parents et les antécédents familiaux d'obésité. Le fait d'apporter une collation pour la récréation de l'après-midi est le seul élément de mode de vie qui apparaît lié à l'obésité.

Remerciements

Étude réalisée grâce à un financement du groupement régional de santé publique Rhône-Alpes. Remerciements au groupement de pilotage (F. Boban, Dr M. Corre, S. Richardeau, Dr C. Rossiaud), à M. Dreneau et T. Picard (ORS), aux médecins, infirmiers scolaires et enseignants qui ont réalisé l'étude, aux parents et enfants qui ont participé. Rapport complet téléchargeable : <http://www.ors-rhone-alpes.org>.

Références

- [1] Inserm (Collectif). Obésité : bilan et évaluation des programmes de prévention et de prise en charge. Paris : Inserm, 2006.
- [2] Guignon N, Niel X. L'état de santé des enfants de 5-6 ans dans les régions. Études et Résultats, Drees. 2003; (250):1-12.
- [3] Mantey K, Encrenaz N, Helynck B, Guigné C, Castetbon K. Étude du surpoids, de l'obésité et des facteurs associés au surpoids chez les élèves de 6^e scolarisés dans les collèges publics du département de la Haute-Savoie. Bull Épidémiol Hebd. 2005;(6) :21-2.
- [4] Cole TJ, Flegal KM, Nicholls D, Jackson AA. Body mass index cut offs to define thinness in children and adolescents : international survey. BMJ 2007;335(7612):194-202.
- [5] Venzac M, Teulade J, Maquighen S, Fradet MR, Aublet-Cuvelier, Grondin MA, et al. Obésité chez les enfants de 5-6 ans en Auvergne. Clermont-Ferrand : ORS, 2006.
- [6] Verger P, Saliba B, Guagliardo V, Bouhnik AD, Eichenbaum-Voline S et le groupe Evalmater. Caractéristiques sociales individuelles, contexte résidentiel et prévalence des problèmes de poids dans la petite enfance : une analyse multi niveau. Rev Épidémiol Santé Publique. 2007;55(5):347-56.
- [7] Péneau S, Salanave S, Rolland-Cachera MF, Castetbon K, Hercberg S. Stabilisation des prévalences de surpoids et d'obésité chez les enfants de 7 à 9 ans en France entre 2000 et 2007. (Poster). 26^e congrès de l'Association française d'étude et de recherche sur l'obésité, 22-23 janvier 2009, Toulouse.
- [8] Lafay L (coord.). Étude individuelle nationale de consommations alimentaires 2 (Inca 2). Maisons-Alfort : Afssa, 2009.
- [9] Guignon N, Badyan G. La santé des enfants de six ans à travers les bilans de santé scolaire. Études et Résultats (Drees) 2002;(155):1-8.
- [10] ORS Alsace, Académie de Strasbourg, Ville de Strasbourg. La santé des enfants de 6 ans en Alsace. Analyse du questionnaire Nutrition Mode de vie – visites d'admission 2001-2002. Strasbourg : ORS, 2004.
- [11] Assier de Pompignan F, Riocreux C, Flechelles S, Bottius F, Casca S, Louveau de la Guigneraye A. Prévalence de l'obésité du jeune enfant de 5-6 ans en Martinique (Département français d'Amérique) en 2003. Rev Épidémiol Santé Publique. 2006;54(3):279-91.
- [12] Ginioux C, Grousset J, Mestari S, Ruiz F. Prévalence de l'obésité chez l'enfant et l'adolescent scolarisés en Seine Saint-Denis. Santé Publique. 2006; 18(3):389-400.
- [13] Observatoire régional d'épidémiologie scolaire. Enquête en classe de grande section de maternelle. Thématique : troubles du langage. Résultats 2003-2004. Montpellier : Drass, ORS, Académie de Montpellier, 2006.
- [14] Favier O, Maincent C, Reimeringer A, Trugeon A. La santé en cours préparatoire : situation dans trois territoires et dans l'ensemble de la région Picardie. Amiens : OR2S, Académie d'Amiens, GRSP Picardie, 2007.



INSTITUT
DE VEILLE SANITAIRE



PROFET

Programme de formation à l'épidémiologie de terrain

Profet est un programme de formation de deux ans, co-piloté par l'Institut de veille sanitaire (InVS) et l'École des hautes études en santé publique (EHESP), qui accueille chaque année quatre ou cinq épidémiologistes Profet pour les former par la pratique à l'investigation, la surveillance épidémiologique et l'évaluation des risques sanitaires.

Appel à candidatures
pour la 9^e promotion du Programme de formation à l'épidémiologie de terrain, Profet

Date limite de candidature : 15 avril 2010

Information et dossier d'inscription sur le site de l'InVS : <http://www.invs.sante.fr/profet/>

Appel à publication

Le BEH est aujourd'hui l'un des principaux recueils de données épidémiologiques sur la santé des populations en France disponible en langue française. Il publie des articles soumis par des équipes exerçant leur activité dans des secteurs très variés (organismes de recherche, services hospitaliers, registres, centres de santé, organismes d'assurance maladie...) et présentant :

- des résultats de surveillance et d'investigations épidémiologiques en France,
- des études épidémiologiques en population générale ou dans des populations spécifiques.

Le BEH est une revue à comité de lecture : tous les manuscrits adressés à la rédaction sont soumis au Comité de rédaction pour accord, avant relecture anonymisée par deux pairs. Si l'article est validé, sa parution est en général rapide, en moyenne quatre à cinq mois après la soumission.

Pour vérifier que votre soumission correspond bien à la ligne éditoriale de la revue, et pour avoir toutes les informations concernant le format des articles publiés, vous pouvez consulter les « **Recommandations aux auteurs** » disponibles sur le site internet de l'InVS à partir de la page : <http://www.invs.sante.fr/beh/>

Adressez vos manuscrits par courrier électronique à la rédaction du BEH :

redactionBEH@invs.sante.fr

Pour tout renseignement

Rédactrice en chef : Judith Benrekassa - Tél direct: 01 55 12 53 25

Rédactrice en chef adjointe : Valérie Henry - Tél direct : 01 55 12 53 26

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

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

Directrice de la publication : Dr Françoise Weber, directrice générale de l'InVS

Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr

Rédactrice en chef adjointe : Valérie Henry, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr

Secrétaires de rédaction : Jacqueline Fertun, Farida Mihoub

Comité de rédaction : Dr Sabine Abitbol, médecin généraliste ; Dr Thierry Ancelle, Faculté de médecine

Paris V ; Dr Pierre-Yves Bello, InVS ; Catherine Buisson, InVS ; Dr Christine Chan-Chee, InVS

Dr Sandrine Danet, Drees ; Dr Anne Gallay, InVS ; Dr Isabelle Gremy, ORS Ile-de-France ;

Philippe Guilbert, Inpes. Dr Rachel Haus-Cheymol, Service de santé des Armées ; Eric Jouglu, Inserm CépiDc

Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Dr Bruno Morel, InVS ; Dr Sandra Sinno-Tellier, InVS ; Hélène Therre, InVS.

N° CPP : 0211 B 08107 - N° INPI : 00 300 1836 - ISSN 0245-7466

Diffusion / Abonnements : Alternatives Économiques

12, rue du Cap Vert - 21800 Quétigny

Tél. : 03 80 48 95 36

Fax : 03 80 48 10 34

Courriel : ddorey@alternatives-economiques.fr

Tarif 2009 : France et international 62 € TTC

Institut de veille sanitaire - Site Internet : <http://www.invs.sante.fr>

Imprimerie : Europ Offset

39 bis, 41 avenue de Bonneuil - 94210 La Varenne