

tif dans la participation au dépistage organisé [7]. Par ailleurs, le dépistage individuel est plus fréquent chez les personnes ayant un niveau socio-économique élevé [8]. Les résultats concernant les facteurs socio-économiques montrent, de même, une nette influence des revenus sur la participation au dépistage. Dans notre échantillon, la fréquence de réalisation d'une mammographie est moins importante chez les femmes vivant dans des ménages à faibles revenus, bénéficiant du RMI ou de la CMU. Concernant les revenus, cette tendance demeure quand on ne prend en compte que les femmes ayant été la cible d'un programme de dépistage entre 1997 et 2002 (soit celles âgées de 50 à 79 ans au moment de l'enquête et résidant dans le département du Nord). Le fait que les femmes bénéficient, dans le cadre d'un programme de dépistage organisé, de la prise en charge de l'acte mammographique ne suffit pas à supprimer les différences de recours au dépistage selon le niveau de revenus. Les problèmes qui conduisent à accentuer les difficultés d'accès aux soins pour les populations défavorisées (autres priorités, démarche ressentie comme complexe) se retrouvent ici dans le dépistage [9], même quand il existe, comme c'est le cas dans le département du Nord, des campagnes organisées de dépistage.

La participation au dépistage du cancer du col de l'utérus dans la région est élevée, mais on observe, comme à l'échelle nationale, une baisse de la surveillance chez les femmes de plus de 50 ans, pouvant correspondre soit à la survenue de la ménopause soit à un effet génération [10]. Les recommandations sur la réalisation d'un frottis concernent les femmes âgées de 25 à 65 ans. La diminution de la participation au dépistage chez les femmes de 50 à 65 ans intervient à un âge où l'incidence du cancer du col de l'utérus est encore élevée. Dans la région Nord – Pas-de-Calais, la participa-

tion au dépistage du cancer du col de l'utérus est associée au niveau de vie, au niveau d'étude et au fait d'avoir eu des enfants. Le fait que la pratique d'un frottis est plus faible chez les femmes ayant un statut socio-économique bas a été observé dans d'autres études [3,8,10]. Par ailleurs, ces femmes consultent aussi moins souvent un gynécologue [10]. Il n'existe pas en France de dépistage organisé du cancer du col de l'utérus. Il repose sur les médecins généralistes et les spécialistes. Le dépistage fait par les généralistes est plus orienté que celui des gynécologues vers les femmes au statut socio-économique bas. Cependant, le dépistage est moins pratiqué chez le généraliste ce qui contribue à accentuer la différence de recours au dépistage en fonction du statut socio-économique des femmes. Pour les femmes de la région ayant fait un frottis, 17 % de ces examens ont été prescrits par un médecin généraliste et 83 % par un gynécologue ou un obstétricien. De même, la différence que l'on observe pour le dépistage récent entre les deux départements peut aussi être mise en relation avec le déficit de gynécologues plus important dans le Pas-de-Calais que dans le Nord [11].

Conclusion

Dans la région Nord – Pas-de-Calais, la mortalité par cancer est importante et la situation économique est par ailleurs l'une des plus dégradées de France : les ménages du Nord – Pas-de-Calais déclarent un revenu médian nettement inférieur à celui de la France de province, et l'écart entre les revenus les plus modestes et les revenus supérieurs est plus important que la moyenne nationale [12]. L'analyse des données issues de l'enquête décennale Santé de l'Insee nous a permis de mesurer l'influence des facteurs socio-économiques, et particulièrement l'effet du revenu du ménage et du niveau d'études sur la pratique du dépistage du cancer du sein et du col de l'utérus. Même si elles

ne sont pas les seules inégalités en matière de cancer (inégalité d'incidence, de survie) [4], les inégalités de participation au dépistage peuvent contribuer à la surmortalité observée dans la région et les campagnes de dépistage organisé doivent s'efforcer de les prendre en compte, par exemple par des actions d'information ciblées vers les femmes au statut socio-économique bas, afin d'en limiter l'impact.

Références

- [1] Remontet L, Estève J, Bouvier AM, Grosclaude P, Launoy G, Menegoz F et al. Cancer incidence and mortality in France over the period 1978-2000. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2003; 51:3-30.
- [2] Plan cancer 2003-2006. Ce qui a changé. Institut national du cancer. Avril 2006.
- [3] Segnan N. Socioeconomic status and cancer screening. In: Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P. *Social inequalities and cancer*. Lyon: International agency for research on cancer, 1997.
- [4] Herbert C, Launoy G. Les Cancers. In: Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T. *Les inégalités sociales de santé*. Paris: La découverte, 2000.
- [5] Dupont N, Ancelle-Parck R. Do socio-demographic factor influence mammography use of French women? Analysis of a French cross-sectional survey. *Eur J Cancer Prev*. 2006; 15:219-24.
- [6] Lumley T. Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software* 2004; 9:8.
- [7] Soler-Michel P, Courtial I, Bremond A. Participation secondaire des femmes au dépistage organisé du cancer du sein – Revue de la littérature. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2005; 53:549-67.
- [8] Lorant V, Boland B, Humblet P, Deliege D. Equity in prevention and health care. *J Epidemiol Community Health* 2002; 56:510-6.
- [9] Bertolotto F, Joubert M, Leroux M, Ruspoli S, Ancelle-Park R, Jestin C, et al. Facteurs sociaux de l'absence de participation aux campagnes de dépistage organisé du cancer du sein. *BEH* 2003; 4:24-25.
- [10] Guilbert P, Baudier F, Gautier A. CFES-Baromètre santé 2000. Résultats. Vanves : Comité français d'éducation pour la santé, 2000.
- [11] Lacoste O, Brosh S, Cascalès J. Atlas des professions de santé du Nord – Pas-de-Calais. Observatoire régional de la santé Nord – Pas-de-Calais. 2005.
- [12] Gravelot P. Niveaux des revenus fiscaux et disparités territoriales. Profils Nord – Pas-de-Calais. Insee 2005.

Inégalité sociale des enfants face au surpoids en Alsace : données de la visite médicale d'admission en école élémentaire, France, 2001-2002

Dominique Fernandez (info@orsal.org)¹, Hervé Polesi¹, Brigitte Schweitzer², Liliane Danièle², Nicole Schauder¹, Monique Seiller², Jeanne Kochanowski², Frédéric Imbert¹

1 / Observatoire régional de la santé d'Alsace, Strasbourg, France 2 / Académie de Strasbourg, France

Résumé / Abstract

Introduction – L'Organisation mondiale de la santé classe l'obésité comme épidémie mondiale, en France cette affection est en augmentation chez les enfants. Il a été montré que le surpoids des enfants était lié à la situation socio-économique des parents : l'objectif de cette analyse est de vérifier ce lien et d'étudier ses déterminants en Alsace à partir des données de la visite médicale d'admission en école élémentaire.

Méthode – Une étude transversale a été réalisée auprès d'enfants de grande section de maternelle. Le critère de surpoids est l'Indice de masse corporelle (IMC) comparé aux seuils fixés par l'International Obesity Task Force en 2000, le critère socio-économique est le classement du couple parental selon la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles. Une analyse multivariée par régression logistique a été réalisée.

Social inequality in children's overweight in Alsace: data of the medical examination before admission to elementary school, France, 2001-2002

Introduction – Obesity is considered as a global epidemic by the World Health Organization and is increasing in children in France. Evidence has been provided that children's overweight is associated with parental socio-economic status. The aim of this analysis is to check whether this association exists in the French region Alsace, and to study its determinants. We use data from the medical examination before admission to elementary school.

Method – A cross-sectional study has been realised in the population of children attending the third year of kindergarten. Overweight (including

Résultats – 4 460 élèves ont été vus, la prévalence du surpoids (incluant l'obésité) est de 15,1 % [13,8 % ; 16,5 %], elle est de 19,7 % pour les enfants d'ouvriers, 11,2 % pour les enfants de cadres, et 14,9 % pour les autres ($p < 0,001$). Cette différence reste significative après ajustement sur les autres facteurs de risque : avoir des parents ouvriers est associé à un Odds Ratio ajusté de 1,65 ($p = 0,001$) la catégorie de référence étant les parents cadres.

Discussion-Conclusion – On retrouve un gradient social du surpoids (incluant l'obésité) chez les enfants de six ans en Alsace, ce gradient ne se réduit pas à des différences de comportements individuels. Réduire les inégalités sociales de surpoids passe donc par une démarche globale de promotion de la santé.

Mots clés / Key words

Surpoids, enfant, inégalité de santé / Overweight, child, health inequalities

obesity) has been determined by comparison of the Body Mass Index with the cut off points defined by the International Obesity Task Force in 2000, the socioeconomic indicator is the parental socio-occupational category.

Results – 4 460 pupils have been examined, the prevalence of overweight (including obesity) is 15.1% [13.8% ; 16.5%], it raises up to 19.7% for manual workers' children, 11.2% for management level workers's children and 14.9% for the others ($p < 0.001$). That difference is significant after adjustment on the other risk factors: having manual workers parents is associated with an adjusted odds ratio of 1.65 ($p = 0.001$) (OR=1 for management level workers).

Discussion-Conclusion – We observe a social gradient in 6 year old children's overweight (including obesity) in Alsace. This gradient is not limited to differences in individual behaviour. Reducing social inequalities in overweight requires a global health promotion policy.

Introduction

En 2000, l'Organisation mondiale de la santé (OMS), qualifie l'obésité d'épidémie mondiale [1]. Elle estime à un milliard le nombre de personnes en surpoids à travers le monde. Cette affection, facteur de risque de pathologies chroniques (cancers, maladies cardiovasculaires, diabète de type 2) n'épargne pas la France, les études réalisées y montrent une augmentation de la prévalence de l'obésité, particulièrement chez les enfants [2,3]. Or l'obésité infantile est non seulement la cause de maladies chez l'enfant, mais entraîne également des conséquences sur leur santé à l'âge adulte, en terme de surpoids [3] et de pathologies associées [4].

Le lien entre le surpoids et le faible statut socio-économique dans les pays industrialisés a été largement établi, aussi bien chez les adultes [2] que chez les enfants [3].

L'objectif de cette analyse est d'étudier le gradient social du surpoids (incluant l'obésité) chez les enfants de six ans en Alsace et d'analyser les facteurs associés à ce gradient.

Ce travail se base sur des données recueillies pendant l'année scolaire 2001-2002 au cours des visites médicales d'admission en école élémentaire. Ces dernières sont organisées chaque année par les services de promotion de la santé en faveur des élèves du Bas-Rhin et du Haut-Rhin, ainsi que par le service de santé de la ville de Strasbourg.

Méthode

Population cible

La population cible est l'ensemble des enfants scolarisés en grande section de maternelle pendant l'année scolaire 2001-2002 dans un établissement situé en Alsace.

Échantillonnage

Nous avons réalisé un sondage aléatoire à deux degrés stratifié géographiquement sur la circonscription scolaire ainsi que sur le critère « zone d'éducation prioritaire (ZEP)/non ZEP » avec un taux de sondage de 25 %. Dans chaque établissement tiré au sort, la totalité des élèves en grande section a été incluse (sondage en grappe).

Modalités de recueil

Le recueil des informations a été fait au cours de la visite médicale d'admission par un médecin ou un infirmier scolaire, les enfants étant accompagnés d'un parent. La fiche de recueil, réalisée par l'Observatoire régional de la santé d'Alsace (Orsal) en collaboration avec les services concernés, permettait de renseigner, outre les données issues de l'examen clinique (poids, taille...), les caractéristiques sociodémographiques de l'enfant, ses antécédents médicaux et des éléments concernant son mode de vie (nutrition, activités), ces derniers étant de nature strictement déclarative.

L'étude a obtenu un avis favorable de la Commission nationale informatique et Liberté (numéro 706-572).

L'indicateur de surpoids

L'indicateur utilisé pour mesurer le statut pondéral des enfants est l'Indice de masse corporelle (IMC). Les seuils de surpoids et d'obésité adaptés aux enfants, définis par l'International Obesity Task Force de l'OMS en 2000 [5] ont été utilisés. Ces seuils, différents de ceux des adultes varient selon le sexe et l'âge considéré. Sauf mention contraire, dans cet article on entendra toujours par surpoids le « surpoids incluant l'obésité ».

L'indicateur de statut socio-économique de la famille

L'indicateur du statut socio-économique de la famille de l'enfant est le classement selon la nomenclature des Professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) de l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques) des parents. Elle correspond à la PCS la plus « favorable » dans le couple, selon le gradient suivant : ouvrier (le moins favorable), employé, profession intermédiaire, indépendant, cadre (le plus favorable).

Outils statistiques

L'analyse statistique des données a été réalisée à l'aide du logiciel Stata 7 (sauf test d'adéquation : Stata 9), en prenant en compte l'effet de la structure d'échantillonnage à plusieurs degrés.

Dans l'analyse univariée, les différences ont été testées par le Chi2 de Pearson corrigé (fonction svytab).

Une analyse par régression a été réalisée en choisissant comme variable résultat la variable dichotomique « être en surpoids » (fonction svylogit). Le modèle initial incluait l'ensemble des facteurs statistiquement liés au surpoids au seuil de 20 %. La sélection des variables restant dans le modèle final a été faite selon une stratégie pas à pas non automatique.

L'adéquation du modèle a été testée par une fonction adaptée aux plans de sondage complexes (fonction svylogitgof).

Résultat

Caractéristiques de l'échantillon

Ont été tirés au sort 216 établissements scolaires et 4 460 élèves ont été inclus dans l'enquête entre février et mai 2002. L'âge moyen des enfants est de 70 mois (cinq ans et 10 mois), 95 % d'entre eux ont entre 65 et 76 mois. L'échantillon compte 51 % de garçons.

La répartition des couples de parents selon la PCS est significativement différente de celle attendue au regard des données du recensement de la population de 1999.

Les résultats de l'analyse univariée

Taux de surpoids et d'obésité

Le taux de surpoids s'élève à 15,1 % avec un intervalle de confiance (IC) de [13,8 % ; 16,5 %]. Le taux d'obésité s'élève à 4,7 % avec un IC de [4,0 % ; 5,5 %].

Les facteurs statistiquement liés au surpoids

L'ensemble des facteurs statistiquement liés au surpoids (avec $p \leq 20$ %) est listé dans le tableau 1. Si le taux de surpoids moyen est de 15,1 % dans notre échantillon, ce taux est nettement plus élevé parmi les enfants d'ouvrier (19,7 %) ou les enfants scolarisés en ZEP (20,2 %). Ces facteurs sociaux sont complétés par des facteurs familiaux (23,2 % de surpoids quand au moins une personne de la famille est en surpoids) ou comportementaux (regarder au moins une heure de télévision par jour est associé à un surpoids dans 18,9 % des cas). Le poids à la naissance est lui aussi associé au surpoids (18,9 % de surpoids pour les enfants dont le poids de naissance était supérieur à 3,8 kg).

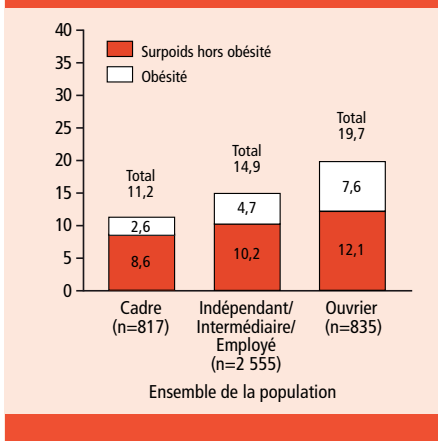
Tableau 1 Pourcentage d'enfants en surpoids (incluant l'obésité) selon différents facteurs de risque, France, 2001-2002 / **Table 1** Percentage of children with overweight (including obesity) by different risk factors, France, 2001-2002

| | Proportion d'enfants en surpoids | p= |
|--|----------------------------------|--------|
| Proportion globale d'enfants en surpoids | 15,1 | |
| L'enfant est de sexe féminin (n=2 044) | 16,4 | 0,035 |
| L'enfant est scolarisé en ZEP (n=521) | 20,2 | 0,009 |
| La mère de l'enfant ne sait pas écrire le français (n=315) | 18,6 | 0,083 |
| L'enfant ne vit pas avec ses deux parents (n=554) | 20,3 | 0,001 |
| Profession et catégorie socioprofessionnelle des parents | | <0,001 |
| Cadre (n=817) | 11,2 | |
| Indépendant / intermédiaire / employé (n=2 555) | 14,9 | |
| Ouvrier (n=835) | 19,7 | |
| Le père n'est pas en activité professionnelle (n=229) | 20,3 | 0,009 |
| A quel terme l'enfant est-il né | | 0,174 |
| Grand prématuré (inf. à 32 semaines) (n=27) | 6,5 | |
| Prématuré (32 à 36 semaines) (n=180) | 13,1 | |
| A terme (n=3920) | 15,2 | |
| Ne sait pas (n=62) | 22,3 | |
| Quel est le poids de naissance de l'enfant | | 0,009 |
| Inférieur à 2,5 kg (n=244) | 9,7 | |
| De 2,5 à 3,8 kg (n=3420) | 14,9 | |
| Plus de 3,8 kg (n=457) | 18,7 | |
| Un membre au moins de la famille présente un surpoids (n=1111) | 23,2 | 0,000 |
| La composition du menu des repas familiaux est plutôt influencé par | | 0,026 |
| Les habitudes familiales (n=2 403) | 15,2 | |
| La santé (n=1 082) | 14,7 | |
| Le budget (n=99) | 26,9 | |
| Le temps de préparation (n=404) | 15 | |
| Autres (n=133) | 11,8 | |
| Le petit déjeuner n'est pas complet (n=1 044) | 16,7 | 0,059 |
| L'enfant grignote entre les repas (n=2 494) | 16,6 | 0,004 |
| Les repas de midi sont généralement pris à la cantine (n=392) | 19,5 | 0,006 |
| Combien de repas sont pris en regardant la télévision | | 0,003 |
| Aucun (n=2 709) | 13,9 | |
| 1 (n=1 039) | 16,1 | |
| 2 (n=275) | 18,5 | |
| 3 (n=207) | 21,9 | |
| Le petit déjeuner n'est pas pris en famille (n=791) | 16,6 | 0,204 |
| L'enfant a un poste de télévision dans sa chambre (n=556) | 17,9 | 0,049 |
| L'enfant regarde au moins une heure de télévision par jour (n=1 534) | 18,6 | 0,000 |
| L'enfant joue à l'extérieur | | 0,050 |
| Tous les jours (n=2 869) | 14,4 | |
| 2 à 3 fois par semaine (n=1 054) | 16,8 | |
| Une fois par semaine (n=160) | 20,2 | |
| Moins souvent (n=94) | 10,9 | |
| Dors moins de 11 heures par nuit (n=1 878) | 16,3 | 0,077 |

Seuls sont retenus dans ce tableau les facteurs statistiquement associés au surpoids (incluant l'obésité) au seuil de 20 %. Note de lecture : par exemple, en quatrième ligne on peut lire que 554 enfants de l'échantillon ne vivaient pas avec leurs deux parents. 20,2 % de ces enfants sont classés comme étant en surpoids. Ce pourcentage est significativement supérieur au taux moyen de surpoids qui s'élève à 15,1 % (p=0,001).

Figure 1 Pourcentage d'obésité et de surpoids (excluant l'obésité) chez les enfants selon la PCS des parents, France, 2001-2002

Figure 1 Percentage of obesity and overweight (not including obesity) amongst children by socio occupational category of parents, France, 2001-2002



Le pourcentage des enfants obèses et en surpoids (hors obésité) est présenté dans la figure 1. L'écart entre les enfants d'ouvrier et de cadre s'observe aussi bien en terme de surpoids hors obésité (respectivement 12,1 % et 8,6 %) que d'obésité (respectivement 7,6 % et 2,6 %).

Les résultats de la régression logistique

Dans le modèle final (tableau 2) le lien entre la PCS des parents et le surpoids de l'enfant est significatif après ajustement sur les autres facteurs. Les parents cadres constituent la catégorie de référence : avoir des parents ouvriers est associé à un Odds-ratio ajusté (ORa) de 1,65 (IC : [1,22 ; 2,24] et p=0,001) et avoir des parents « ni ouvrier, ni cadre » à un ORa de 1,21 (IC : [0,92 ; 1,59] et p=0,179). Parmi les facteurs retenus dans ce modèle, seul le sexe et le grignotage ne sont pas significativement liés au surpoids. Avoir un membre de la famille en surpoids est associé à un ORa élevé (2,10 IC [1,70 ; 2,61] p<0,001).

Discussion

Des limites de la visite médicale d'admission comme lieu d'observation de l'obésité infantile

La visite médicale d'admission est un moment privilégié d'observation sanitaire, qui permet de toucher la quasi-totalité des enfants d'une classe d'âge et dont l'annualité peut permettre un suivi des indicateurs de santé des enfants de cinq à six ans [6]. Concernant notre étude, elle présente une limite importante, celle du mode de recueil des habitudes de vie des élèves, uniquement déclaratif *a posteriori*, en colloque singulier avec un professionnel de santé. Il existe un risque de sous-déclaration des comportements alimentaires connus comme défavorables. Certains facteurs de risque n'ont pas été étudiés dans ce travail, en particulier l'allaitement maternel et le tabagisme de la mère qui ne sont pas sans influence sur le surpoids des enfants. Une autre limite est liée à l'échantillon : il semble qu'il ne soit pas représentatif de la population régionale en ce qui concerne la PCS des parents, si on se réfère aux données du recensement de 1999.

La PCS des parents a une place centrale parmi les facteurs de risque de surpoids

Les résultats de cette étude corroborent largement ceux de la littérature concernant les facteurs de risque de surpoids infantile.

L'analyse univariée fait apparaître 14 facteurs statistiquement liés au surpoids (p<5 %) auxquels s'ajoutent cinq facteurs supplémentaires liés de façon moins forte (p compris entre 5 % et 20 %). Tous ont été introduits dans le modèle initial de régression. Il convient de noter qu'en dehors du sexe de l'enfant, tous les facteurs sont distribués de manière inégale selon la PCS. Cette répartition joue toujours dans le sens d'un excès de risque d'être en surpoids parmi les enfants d'ouvriers. La seule exception est le fait de manger à la cantine : les enfants de cadre y mangent plus souvent que les enfants d'ouvrier et il s'agit d'un facteur de risque d'obésité dans cette étude.

Il est intéressant de relever que les facteurs associés à la PCS sont de natures très diverses. Il s'agit aussi bien de comportements alimentaires (grignoter entre les repas) que de facteurs intervenant très précocement dans la vie des enfants (poids à la naissance) ou encore d'éléments de l'environnement familial (avoir des parents en surpoids, ne pas vivre avec ses deux parents). Cette variété de facteurs de risque liés à la PCS amène à dépasser l'hypothèse selon laquelle les comportements individuels expliqueraient à eux seuls l'inégalité sociale face au surpoids.

Après prise en compte des autres facteurs de risque, la PCS des parents reste un élément majeur dans le surpoids des enfants

L'analyse multivariée permet de faire ressortir les principales variables déterminantes en terme de surpoids des enfants. Elle permet en outre d'ajuster les OR associés à ces facteurs et donc de connaître le rôle propre de chacun d'entre eux.

Le premier constat concernant le modèle final de régression logistique est qu'il n'intègre qu'un seul facteur lié à l'alimentation, le « grignotage entre les repas », et que son rôle sur le surpoids n'est pas significatif. Il n'a été introduit dans le modèle

Tableau 2 Odds Ratio ajustés associés aux facteurs de risque de surpoids dans le modèle d'analyse par régression logistique (n=4 030), France, 2001-2002 / Table 2 Adjusted Odds Ratio associated with risk factors of overweight in the logistic regression analysis model, France, 2001-2002

| | Odds-ratio ajusté | IC | p= |
|--|-------------------|---------------|--------|
| L'enfant est de sexe féminin (n=2 044) | 1,20 | [0,98 ; 1,46] | 0,073 |
| L'enfant ne vit pas avec ses deux parents (n=554) | 1,38 | [1,08 ; 1,77] | 0,011 |
| Profession et catégorie socioprofessionnelle des parents | | | |
| cadre (n=817) | 1 | - | - |
| indépendant / intermédiaire / employé (n=2 555) | 1,21 | [0,92 ; 1,59] | 0,179 |
| ouvrier (n=835) | 1,65 | [1,22 ; 2,24] | 0,001 |
| Quel est le poids de naissance de l'enfant | | | |
| inférieur à 2,5 kg (n=244) | 0,60 | [0,39 ; 0,93] | 0,021 |
| de 2,5 à 3,8 kg (n=3 420) | 1 | - | - |
| plus de 3,8 kg (n=457) | 1,38 | [1,03 ; 1,84] | 0,032 |
| Un membre au moins de la famille présente un surpoids (n=1 111) | 2,10 | [1,70 ; 2,61] | <0,001 |
| L'enfant grignote entre les repas (n=2 494) | 1,22 | [0,98 ; 1,53] | 0,080 |
| Les repas de midi sont généralement pris à la cantine (n=392) | 1,51 | [1,16 ; 1,95] | 0,002 |
| L'enfant regarde au moins une heure de télévision par jour (n=1 534) | 1,33 | [1,09 ; 1,62] | 0,005 |

que comme variable d'ajustement. Cela peut amener à conclure que les habitudes alimentaires n'ont pas bien été prises en compte dans cette enquête. Ce constat rejoint un résultat d'une expertise collective de l'Inserm sur l'obésité infantile [3] qui pose l'hypothèse d'une sous-déclaration des apports alimentaires chez les obèses.

Dans le modèle final, la PCS des parents reste un facteur explicatif majeur du surpoids de l'enfant avec un OR à 1,65 pour les enfants d'ouvrier par rapport aux enfants de cadre (p=0,001). Ce lien montre qu'il existe, outre les habitudes de vie, les facteurs précoces, les éléments d'environnement familial pris en compte ici, un effet « PCS des parents ». Cet effet correspond à un ensemble de facteurs plus souvent présents chez les ouvriers que chez les cadres, ou agissant de façon différente selon la catégorie sociale. La littérature per-

met d'avancer des hypothèses concernant la nature de ces facteurs : il pourrait s'agir d'éléments intervenant au cours de la vie intra-utérine ou des premiers temps de vie [7] et déterminant précocement la croissance des enfants (une malnutrition foetale peut ainsi entraîner un métabolisme « d'épargne » à l'âge adulte [2]). Parmi ces facteurs précoces, le tabagisme de la mère et l'allaitement maternel ont été largement étudiés. Une autre voie de recherche amène à mettre en avant l'effet cumulé d'éléments précoces et d'un ensemble de conditions défavorables tout au long de l'enfance [8].

Conclusion

Cette étude montre qu'il existe des inégalités sociales face au risque de surpoids chez les enfants de 6 ans en Alsace. Ces inégalités ne se réduisent pas à des différences de comportements individuels de la part des enfants mais sont le fruit de mécanismes plus

complexes impliquant l'environnement familial, les conditions de croissance dès les premiers temps de la vie. La réduction des inégalités sociales de surpoids nécessite donc d'agir de façon précoce, en ciblant, outre les connaissances et habitudes de vie des enfants, les conditions dans lesquelles ils se développent dès le plus jeune âge. La promotion de la santé, comme la définit la Charte d'Ottawa, semble être l'outil privilégié pour ce type d'action de santé publique.

Remerciements

Les auteurs remercient l'ensemble des professionnels des services de promotion de la santé en faveur des élèves du Bas-Rhin et du Haut-Rhin ainsi que ceux du service de santé de la ville de Strasbourg. Sans leur participation, ce travail n'aurait pas été possible. Ils remercient également J.B. Hardouin (chargé de mission à l'ORS Centre) pour son intervention technique gracieuse.

Références

- [1] Obesity: preventing and managing the global epidemic. Report of a WHO consultation. World Health Organ Tech Rep Ser. 2000; 894:i-xii, 1-253.
- [2] Basdevant A, Bas-Theron F, Combris P, Ducimetrière P, Frelut ML, Laville M, et al. Obésité : bilan et évaluation des programmes de prévention et de prise en charge. In: Dériot G, editor. Rapport sur la prévention et la prise en charge de l'obésité. Paris : Sénat ; 2005.
- [3] Inserm. Obésité : dépistage et prévention chez l'enfant. Paris : Les éditions Inserm ; 2000.
- [4] Dietz WH. Health consequences of obesity in youth: childhood predictors of adult disease. Pediatrics. 1998 Mar; 101(3 Pt 2):518-25.
- [5] Cole TJ, Bellizzi MC, Flegal KM, Dietz WH. Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. Bmj. 2000 May 6; 320(7244):1240-3.
- [6] Orsal. La santé des enfants de 6 ans en Alsace : analyse des bilans de santé scolaire 2000-2001. Strasbourg : Orsal ; 2004.
- [7] Reilly JJ, Armstrong J, Dorosty AR, Emmett PM, Ness A, Rogers I, et al. Early life risk factors for obesity in childhood: cohort study. Bmj. 2005 Jun 11; 330(7504):1357.
- [8] Goldberg M, Melchior M, Leclerc A, Lert F. Épidémiologie et déterminants sociaux des inégalités de santé. Rev Épidémiol Santé Publique. 2003 Sept; 51(4):381-401.

Impact de l'état de santé sur le travail à temps partiel des français, approche par les maladies chroniques, France, 2002-2003

Béregère Saliba^{1,2}, Bruno Ventelou (ventelou@marseille.inserm.fr)^{1,2,3}

1 / Institut national de la santé et de la recherche médicale, U379, Marseille, France 2 / Observatoire régional de la santé Provence-Alpes-Côte d'Azur, Marseille, France 3 / Centre national de la recherche scientifique, Unité 6579, Marseille, France

Résumé / Abstract

Objectifs – Comprendre comment les individus souffrant d'une affection de longue durée ajustent leur comportement sur le marché de l'emploi par le travail à temps partiel.

Méthodes – L'étude repose sur l'exploitation de l'Enquête décennale santé 2003, enquête menée par l'Insee, au cours de laquelle 35 073 personnes, représentatives de la population française entière, ont été interrogées. Le champ de l'étude a été restreint aux personnes actives occupées, âgées de 20 à 65 ans. L'état de santé est appréhendé au travers de l'indicateur « Affection de longue durée » (ALD). La démarche est économétrique : une recherche systématique de la significativité de cet indicateur est effectuée dans des modèles de régressions multiples où les variables dépendantes représentent l'occupation d'un emploi à temps partiel, choisi ou subi.

Impact of health status on part-time jobs of French population, approach through chronic diseases, France, 2002-2003

Objectives – To understand how individuals suffering from long duration diseases (or chronic diseases) cope on the labour market with part-time jobs.

Methods – The research is based on the 2003 Decennial Health Survey, conducted by the French National Institute of Statistics and Economic Studies (INSEE), on a sample of 35,073 people representative of the French population (only employed persons aged 20-65 years were considered). The impact of health status on part-time jobs is evaluated through an indicator of "chronic and costly diseases", as recognized by the French Social Security. An