

This article was published in an Elsevier journal. The attached copy is furnished to the author for non-commercial research and education use, including for instruction at the author's institution, sharing with colleagues and providing to institution administration.

Other uses, including reproduction and distribution, or selling or licensing copies, or posting to personal, institutional or third party websites are prohibited.

In most cases authors are permitted to post their version of the article (e.g. in Word or Tex form) to their personal website or institutional repository. Authors requiring further information regarding Elsevier's archiving and manuscript policies are encouraged to visit:

<http://www.elsevier.com/copyright>



ELSEVIER  
MASSON

Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique 55 (2007) 347–356

Revue d'Épidémiologie  
et de Santé Publique  
Epidemiology and Public Health

Article original

## Caractéristiques sociales individuelles, contexte résidentiel et prévalence des problèmes de poids dans la petite enfance : une analyse multiniveau

### Individual social characteristics, municipal environment and the prevalence of weight problems in early childhood: a multilevel analysis

P. Verger<sup>a,b,\*</sup>, B. Saliba<sup>a,b</sup>, V. Guagliardo<sup>a</sup>, A-D. Bouhnik<sup>a,b</sup>, S. Eichenbaum-Voline<sup>a,b</sup>,  
et le groupe EVALMATER<sup>1</sup>

<sup>a</sup> Observatoire régional de la santé, Provence-Alpes-Côte d'Azur (ORS PACA), Marseille, France

<sup>b</sup> Unité 379 de l'Inserm, 23, rue Stanislas-Torrents, 13006 Marseille, France

Reçu le 12 août 2006 ; accepté le 1<sup>er</sup> juin 2007

Disponible sur internet le 18 septembre 2007

#### Abstract

**Background.** – Few studies have examined the prevalence of weight problems before the age of 5 years although this period is critical in the development of obesity. An inverse association between socio-economic status and weight problems is well documented in adult women but not for young children. Similarly several studies of adults and adolescents or older children show that the prevalence of weight problems is associated with the level of deprivation of the neighbourhood environment and the degree of urbanization, independent of social individual factors, even though this has not been examined for young children.

**Methods.** – We evaluated prevalence rates of weight problems in children aged 3.5–4.5 years in southeastern France and their association with both individual social factors and municipal environment characteristics. Random stratified cluster sampling allowed us to select 112 nursery schools. Physicians from the early childhood protective services conducted a mandatory medical examination and collected data with a new questionnaire (EVALMATER), developed to standardise these examinations. Overweight and obesity were defined by international references after calculation of each child's BMI (kg/m<sup>2</sup>). We constructed a social disadvantage index to assess characteristics of the municipalities where the nursery schools were located and used multilevel analysis to study the associations of municipal characteristics (the disadvantage index and a urban/rural classification of the municipalities) with weight problems independently of individual socio-economic variables.

**Results.** – The study included 2495/2959 (84.3%) children, with a mean age of 3.9 ± 0.3 years. The prevalence of overweight was 8.2% (CI95% = 7.1–9.3) and that of obesity 2.1% (CI95% = 1.5–2.7). Prevalence of obesity was significantly higher in girls, only children, those who had not attended day-care before nursery school, whose mother was not employed, or whose father was not a white-collar-worker. Independently of these variables, it was also significantly higher among children who lived in urban areas or deprived municipalities. None of these factors were found associated with overweight alone.

**Conclusion.** – Actions of prevention in France should target parents of young children.

© 2007 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

#### Résumé

**Position du problème.** – La prévalence des problèmes de poids avant l'âge de cinq ans est mal connue ; pourtant, cette période est critique dans le développement de l'obésité. Une relation inverse entre statut socioéconomique et problèmes de poids est démontrée chez les femmes mais pas chez les enfants. En revanche, un contexte résidentiel précaire et une forte urbanisation semblent favoriser la survenue des problèmes de poids chez l'adulte, l'adolescent et l'enfant, indépendamment des facteurs sociaux individuels. Cela n'a cependant pas été étudié chez le petit enfant.

\* Auteur correspondant.

Adresse e-mail : verger@marseille.inserm.fr (P. Verger).

<sup>1</sup> Groupe EVALMATER : Dr M. Bazeries, Dr F. Bevançon, Dr M. Bouvenot, Dr F. Brun, R. Camps, Dr J. Collomb, Dr G. Coruble, Dr E. Dufour, Dr M.-L. Durant, Dr M.-B. Esterni, Dr F. Evrard, Dr M.-O. Garnier, F. George, Dr M.-D. Leonardi, Dr M.-O. Livet, Pr J. Mancini, Dr S. Maurin, Dr M.-A. Passebois, Dr C. Pech, Dr S. Peyronnet, Dr A. Roudaut, Dr E. Suzineau, Dr E. Teulon.

**Méthode.** – Cette étude évalue la prévalence des problèmes de poids chez des enfants âgés de 3,5–4,5 ans en région Provence-Alpes-Côtes d'Azur et leur association, indépendamment des variables sociales individuelles, avec les caractéristiques du contexte résidentiel. Nous avons sélectionné 112 écoles maternelles par tirage au sort stratifié sur la taille des écoles. Les données ont été recueillies avec un nouvel outil standardisé (EVALMATER) durant le premier examen effectué en maternelle par les médecins des services de protection maternelle et infantile. L'indice de masse corporelle ( $\text{kg/m}^2$ ) a été calculé et le surpoids et l'obésité définis avec les références internationales. Un indice de précarité a été construit pour les communes d'appartenance des écoles. Des régressions multiniveau ont été effectuées pour étudier, indépendamment des variables sociales individuelles, l'association entre la prévalence des problèmes de poids et cet indice ainsi qu'une typologie Insee des communes.

**Résultats.** – Deux mille quatre cent quatre-vingt-quinze enfants sur 2959 (84,3 %) ont été inclus dans les analyses (moyenne d'âge de  $3,9 \pm 0,3$  ans). La prévalence du surpoids était 8,2 % (IC95 % = 7,1–9,3) et celle de l'obésité 2,1 % (IC95 % = 1,5–2,7). La prévalence de l'obésité était significativement augmentée chez les filles, les enfants uniques, ceux qui n'avaient pas bénéficié d'une garde collective avant la maternelle, dont la mère ne travaillait pas ou dont le père n'était pas un cadre supérieur. Elle l'était aussi, indépendamment de ces variables, dans les communes urbaines et celles à précarité élevée. Aucun de ces facteurs n'était associé au surpoids seul.

**Conclusion.** – Des actions de prévention afin d'enrayer l'épidémie d'obésité en France devraient viser les parents de jeunes enfants.  
© 2007 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

**Keywords:** Early childhood; Overweight; Obesity; Prevalence; Socioeconomic status; Neighbourhood environment; Multilevel analysis

**Mots clés :** Petite enfance ; Surpoids ; Obésité ; Prévalence ; Statut socioéconomique ; Contexte résidentiel ; Régression multiniveau

## 1. Introduction

L'épidémie actuelle de surpoids et d'obésité affecte les adultes et les enfants [1,2]. La prévalence du surpoids et celle de l'obésité sont cependant moins fréquemment documentées dans la petite enfance (enfants de moins de cinq ans) que dans les autres classes d'âge [3–10]. Pourtant, cette période est critique du point de vue du développement de l'obésité [11]. En effet, l'âge au rebond d'adiposité, en moyenne cinq–six ans, est corrélé négativement avec l'indice de masse corporelle (IMC) à la fin de la croissance : plus ce rebond a lieu tôt, plus l'IMC risque d'être élevé chez les jeunes adultes [12,13].

Parmi les facteurs de risque du surpoids et de l'obésité, le rôle d'un faible statut socioéconomique (SSE) est bien documenté chez les femmes adultes [14]. En revanche, un lien entre SSE des parents et problèmes de poids dans l'enfance n'a pas été constamment observé [14,15] notamment dans la petite enfance [4–6,10,16]. Cela est probablement lié à des méthodologies et des définitions des variables de SSE différentes : la plupart des variables de SSE utilisées sont la catégorie socio-professionnelle (CSP), le niveau d'éducation et le revenu. En revanche, des études longitudinales ont montré une relation inverse entre le SSE dans l'enfance et les problèmes de poids à l'âge adulte [15]. Par ailleurs, d'autres variables telles que la taille de la fratrie, le nombre de parents dans le foyer, le mode de garde de l'enfant, sont moins souvent étudiées [15].

Enfin, plusieurs chercheurs ont remis à l'ordre du jour l'idée selon laquelle des variables contextuelles (caractérisant la communauté ou la zone de résidence) pouvaient apporter des informations pertinentes sur les risques autres que celles liées aux variables individuelles [17]. Dans un commentaire sur l'utilisation potentielle des analyses multiniveau en épidémiologie, Von Korff et al. insistaient sur la nécessité d'étudier les déterminants des facteurs de risque des maladies chroniques à la fois au niveau individuel et au niveau « macro » afin d'élucider leurs effets indépendants ou combinés [18]. De fait, un nombre croissant de publications met en évidence le rôle des caractéristiques socioéconomiques de l'environnement géographique de résidence (contexte résidentiel) indépendamment des facteurs socioéconomiques individuels dans la survenue des pro-

blèmes de poids [19–23]. À notre connaissance, ces travaux n'ont pour le moment pas abordé la petite enfance. Une corrélation positive a été observée à un niveau très macroscopique entre le degré d'urbanisation d'un pays et l'IMC moyen de sa population, indépendamment des revenus [24]. Certaines études indiquent aussi, au niveau individuel, un moindre risque d'obésité chez les jeunes adultes en zone rurale par rapport aux zones urbaines [25]. Mais des liens complexes entre le degré d'urbanisation et les caractéristiques socioéconomiques peuvent exister [26] et peu d'études ont tenté d'évaluer les effets indépendants de ces variables de contexte sur la prévalence des problèmes de poids.

De novembre 2002 à juin 2003, une enquête a été conduite en région Provence-Alpes-Côte d'Azur (PACA) en collaboration avec les services de protection maternelle et infantile (PMI) de ses six départements, pour évaluer la prévalence de différents problèmes de santé (troubles du langage, du développement psychomoteur, de la vision, de l'audition, surpoids et obésité...) dans la petite enfance (étude EVALMATER). Elle a été réalisée dans le cadre des bilans de santé de PMI en maternelle. L'objectif de cet article est :

- de présenter les résultats de cette enquête concernant la prévalence du surpoids et celle de l'obésité ;
- d'analyser l'association entre ces prévalences et les caractéristiques sociales au niveau individuel ;
- d'étudier, indépendamment des caractéristiques individuelles, les liens entre ces prévalences et le contexte résidentiel approché par les communes. Pour celui-ci, deux variables sont distinguées, l'une liée au niveau de précarité, l'autre au type de commune, urbain, périurbain ou rural.

## 2. Méthode

### 2.1. Population

Les enfants âgés de 3,5 à 4,5 ans fréquentant les petites et moyennes sections des écoles maternelles de la région PACA en 2002–2003 constituaient la population cible. Le recueil, durant la même enquête, de données sur les troubles du lan-

gage et du développement psychomoteur explique le choix de cette tranche d'âge. Parmi les 1894 écoles maternelles publiques et privées de la région, 112 ont été sélectionnées par un tirage au sort stratifié sur le nombre d'enfants inscrits en petite et moyenne sections par école ainsi que le type de zone (zone d'éducation prioritaire [ZEP], rurale hors ZEP, urbaine hors ZEP, périurbaine hors ZEP), selon les classifications des inspections académiques (1999) et de l'Insee (2001) [27]. La base de sondage a été constituée à partir des fichiers transmis par les services des académies d'Aix-Marseille et de Nice. Le taux de sondage était identique dans toutes les strates (0,053). Dans les écoles sélectionnées, tous les enfants âgés de 3,5 à 4,5 ans au moment de l'examen étaient inclus si les parents acceptaient de signer un formulaire de consentement.

L'objectif était de recruter approximativement 2600 enfants en se basant sur des taux de prévalence attendus pour les différents problèmes de santé étudiés (4 à 24 %) et des précisions de 1,6 à 2,5 %, selon le taux de prévalence. Pour tenir compte d'un taux possible d'absences ou de refus de l'ordre de 10 %, l'échantillon initial comportait 2959 enfants.

## 2.2. Mesures et procédures

Les médecins et infirmières des services de PMI ont utilisé un nouvel outil, le bilan EVALMATER, développé pour standardiser le bilan de santé de PMI en petites et moyennes sections de maternelle sur l'ensemble de la région PACA. Il comprend notamment les items suivants : professions du père et de la mère, type de couverture assurantielle, famille monoparentale ou non, nombre d'enfants dans le ménage, langue principale utilisée à la maison et mode de garde de l'enfant avant la maternelle.

Le poids et la taille des enfants ont été mesurés à l'école, sans chaussure et en sous-vêtements, respectivement avec des balances électroniques (précision de 0,1 kg) et des appareils muraux (précision 0,1 cm). Dans chaque école, une seule personne a pris toutes les mesures.

Une formation a été organisée pour tous les médecins et infirmières participant à l'enquête afin d'assurer un examen des enfants selon le même protocole. Un manuel expliquant les procédures de l'examen et de remplissage du bilan EVALMATER leur a été distribué. L'étude a reçu l'accord de la Commission nationale informatique et libertés.

## 2.3. Analyse statistique

### 2.3.1. Estimation de la prévalence du surpoids et de l'obésité

Le surpoids et l'obésité ont été définis à partir de l'IMC ( $\text{kg/m}^2$ ) et des seuils internationaux par âge et sexe définis par l'International Obesity Task Force (IOTF) [28]. Les données ont été redressées selon les effectifs des écoles en utilisant STATA<sup>®</sup>, version 8 pour Windows<sup>®</sup> et sa procédure *svy* pour le calcul des intervalles de confiance.

### 2.3.2. Variables contextuelles

Un indice de précarité par commune a été construit. Les caractéristiques suivantes des 962 communes de la région PACA et des 16 arrondissements de la ville de Marseille ont

été extraites du recensement Insee de 1999 : pourcentages de familles monoparentales, chômeurs, autres personnes sans activité, employés, ouvriers, travailleurs indépendants et habitations à loyer modéré. Elles ont été utilisées pour construire un indice de précarité par commune (ou arrondissement) selon une méthodologie publiée [29,30]. Une analyse en composante principale de ces variables a été réalisée avec la procédure *princomp* de SAS<sup>®</sup>. L'indice a été défini comme une combinaison linéaire des variables ci-dessus. À partir de celui-ci, deux indices, l'un en quatre classes, l'autre en deux classes, de tailles homogènes, ont été construits sur la base des communes et arrondissements inclus dans l'étude.

Par ailleurs, une variable de typologie de commune a été utilisée dans l'analyse distinguant, selon la classification de l'Insee, les communes rurales, périurbaines et urbaines [27]. Quarante-deux communes ont été incluses. Le nombre médian de leurs habitants était 12 380, avec un intervalle interquartile de 38 635.

### 2.3.3. Analyse des facteurs socioéconomiques individuels et des caractéristiques du contexte résidentiel associés à la prévalence des problèmes de poids

Afin de tenir compte de la structure hiérarchique des données (enfants — niveau 1 — regroupés par commune — niveau 2) et de leur éventuelle autocorrélation, des régressions multiniveau (ou hiérarchiques) ont été réalisées. Nous avons ainsi pu tester l'association entre la prévalence des problèmes de poids et les caractéristiques sociales individuelles (variables de niveau 1) et, indépendamment de celles-ci, les caractéristiques du contexte résidentiel (variables agrégées de niveau 2) approchées par commune : l'indice de précarité et le type de commune. Une démarche en trois temps a été suivie [31]. En premier lieu, nous avons testé un modèle multiniveau vide n'incluant aucune variable explicative mais un effet aléatoire de niveau 2. Cela a permis de tester l'existence d'une variabilité significative entre communes de la prévalence des problèmes de poids (variance intercommunes) et de justifier une modélisation multiniveau plus complète. Ensuite, nous avons sélectionné les variables individuelles en les testant une par une dans des régressions multiniveau simples : modèle de Poisson pour l'obésité, en raison du faible nombre de cas et modèle logistique pour le surpoids (obésité non incluse). Les variables ainsi sélectionnées (au seuil  $p = 0,15$ ) ont alors été simultanément introduites dans un modèle hiérarchique multiple afin de tester une éventuelle colinéarité entre elles et de mesurer l'évolution de la variance intercommunes. Pour finir, chaque facteur contextuel a été ajouté au modèle et testé avec les variables individuelles. Les deux variables de niveau 2 n'ont pas été incluses simultanément dans le même modèle car elles étaient significativement associées (indice de précarité plus élevé dans les zones urbaines,  $p = 0,003$ ) bien qu'elles renvoient à des dimensions contextuelles relativement distinctes. Deux types de modèles complets ont donc été estimés : le modèle (A) incluant l'indice de précarité de la commune de rattachement de l'école et le modèle (B) incluant le type de commune de rattachement de l'école. La variance intercommunes est rapportée pour les modèles finaux. Afin de favoriser un modèle par-

cimonieux, un terme aléatoire de niveau 2 a été, à chaque étape, introduit dans l'équation de la constante de la droite de régression, mais pas dans celles des coefficients des variables individuelles. Les analyses ont été réalisées avec le logiciel HLM 6 (*hierarchical linear and non-linear modeling*) [32].

### 3. Résultats

Parmi les 2959 enfants sélectionnés, 2660 (89,9 %) ont participé : 259 (9 %) étaient absents lors de la visite médicale et pour 40 (1 %), les parents ont refusé la participation à l'enquête. Trente et un questionnaires incomplets ont été exclus ainsi que 134 pour lesquels les mesures du poids ou de la taille n'étaient pas complétées ou fiables : les analyses portent finalement sur 2495 enfants (Tableau 1). L'âge moyen était  $3,9 \pm 0,3$  ans ; 50,4 % des enfants étaient des filles et 11,8 % appartenaient à une famille monoparentale ; 91,3 % des pères et 62,4 % des mères avaient un travail ; 11,8 % des ménages étaient sous le régime de la couverture médicale universelle (Tableau 2). La prévalence du surpoids seul était 8,2 % (IC95 % = 7,1–9,3) et celle de l'obésité 2,1 % (IC95 % = 1,5–2,7, Tableau 1).

Concernant les modèles multiniveau, la variance intercommunes du modèle vide était de 0,67, valeur significativement différente de zéro ( $p = 0,001$ ), justifiant les étapes suivantes de l'analyse. Les résultats des régressions multiniveau simples concernant le surpoids et l'obésité sont présentés au Tableau 2. Lors des différentes étapes de la modélisation multiniveau, aucune des variables individuelles et contextuelles testées ne s'est avérée significativement liée à la prévalence du surpoids (obésité exclue). Dans le modèle hiérarchique multiple ne comprenant que les caractéristiques individuelles (modèle non présenté), les variables individuelles suivantes étaient associées à une prévalence de l'obésité significativement augmentée : le sexe féminin (RR = 1,5 ; IC95 % = 1,02–2,09), avoir une mère inactive (RR = 1,7 ; IC95 % = 1,2–2,5), avoir un père ouvrier (RR = 2,5 ; IC95 % = 1,01–6,1) ou appartenant à la catégorie « agriculteur exploitant, artisan, commerçant, chef d'entreprise » (RR = 3,4 ; IC95 % = 1,1–10,3) ou à une profession intermédiaire (RR = 2,8 ; IC95 % = 1,1–7,2) par comparaison aux cadres et professions intellectuelles supérieures. La prévalence de l'obésité était significativement diminuée lorsque l'enfant n'était pas seul dans la fratrie (RR = 0,6 ; IC95 % = 0,3–1,01 ;  $p = 0,052$ ) ou avait bénéficié d'un mode

de garde collectif avant la scolarisation (RR = 0,5 ; IC95 % = 0,3–0,9). Les modèles hiérarchiques finaux confirmaient la plupart de ces résultats. Le modèle (A) indiquait une augmentation du risque d'obésité à la limite de la signification statistique ( $p = 0,063$ ) dans les écoles appartenant aux communes les plus précaires (Tableau 3). Lorsque l'indice de précarité en deux classes était utilisé (catégories 3–4 vs catégories 1–2), le RR était de 1,89 (IC95 % = 1,01–3,56 ;  $p = 0,048$ ). Le modèle (B) indiquait une augmentation significative du risque d'obésité dans les communes urbaines comparées aux communes périurbaines et rurales regroupées (Tableau 3, Fig. 1). La variance intercommunes diminuait à 0,65 après ajout des variables individuelles puis à 0,63 après introduction de l'« indice de précarité » en deux classes (modèle A ; –6 % par rapport au modèle vide) ou à 0,60 après introduction de la variable « typologie de zone » (modèle B ; –10 % par rapport au modèle vide). Ces valeurs restaient significativement différentes de zéro ( $p < 0,01$ ).

### 4. Discussion

Cette étude conduite chez des enfants de 3,5 à 4,5 ans indique une prévalence des problèmes de poids (surpoids et obésité inclus) de 10,3 %. En Europe, la prévalence des problèmes de poids (définition IOTF) chez les enfants âgés d'environ dix ans varie de 10 % à plus de 30 % selon les pays : elle est la plus élevée ( $\geq 30$  %) en Italie, Grèce et Espagne et la plus faible ( $\leq 15$  %) en Slovaquie, Finlande et aux Pays-Bas, la France occupant une position intermédiaire (entre 15 et 20 %) [33]. La prévalence de l'obésité dans notre enquête est inférieure aux résultats de l'enquête ObEpi 2000 en région Méditerranée, chez les enfants âgés de 2 à 17 ans (définition IOTF, valeurs non disponibles chez les moins de cinq ans) : prévalence moyenne de l'obésité de 3,5 %, chiffre le plus élevé de l'ensemble des régions françaises dans cette enquête [34]. La prévalence de l'obésité et celle du surpoids dans notre enquête sont aussi inférieures aux chiffres observés dans les autres enquêtes réalisées à peu près à la même période en grande section de maternelle : prévalence de l'obésité variant de 4,0 à 5,4 % et du surpoids de 10,0 à 16,9 % [10,35,36]. Mais, dans ces études les enfants étaient plus âgés d'un an environ par rapport à ceux de notre enquête, ce qui peut expliquer, pour une part, les différences observées [37]. Cependant, pour tirer

Tableau 1

Prévalence du surpoids et de l'obésité chez des enfants âgés de 3,5 à 4,5 ans en région PACA, définition IOTF, données pondérées, nombre = 2495 (EVALMATER, 2002–2003)

	Total (100,0 %)	Filles (50,4 %)	Garçons (49,6 %)	$p^a$
	<i>Moyenne (écart-type)</i>			
Âge (années)	3,89 (0,30)	3,88 (0,29)	3,90 (0,30)	0,30
Poids (kg)	16,49 (2,42)	16,23 (2,44)	16,75 (2,37)	<0,001
Taille (m)	1,03 (0,05)	1,02 (0,05)	1,03 (0,04)	<0,001
IMC (kg/m <sup>2</sup> )	15,62 (1,55)	15,54 (1,60)	15,71 (1,49)	0,006
	<i>Prévalence [intervalle de confiance à 95 %]</i>			
Surpoids <sup>c</sup>	8,2 [7,1–9,3]	9,1 [7,5–10,7]	7,3 [5,8–8,8]	$p^b$ 0,11
Obésité	2,1 [1,5–2,7]	2,5 [1,6–3,4]	1,7 [1,0–2,4]	0,14
Surpoids et obésité	10,3 [9,1–11,5]	11,6 [9,8–13,4]	9,0 [7,3–10,6]	0,03

<sup>a</sup> Analyse de variance.

<sup>b</sup> Test du  $\chi^2$ .

<sup>c</sup> Obésité non incluse.

Tableau 2

Facteurs individuels associés aux problèmes de poids<sup>a</sup> chez les enfants âgés de 3,5 à 4,5 ans en région PACA — Régressions multiniveau simples — données pondérées — (EVALMATER, 2002–2003)

Caractéristiques individuelles	Total		Surpoids <sup>b</sup>		Obésité		
	Nombre = 2495 %	Proportion d'enfants en surpoids	OR non ajusté <sup>c</sup> [IC à 95 %]	<i>p</i>	Proportion d'enfants obèses	RR non ajusté <sup>d</sup> [IC à 95 %]	<i>p</i>
<i>Sexe</i>							
Garçons	49,6	7,4	1		1,7	1	
Filles	50,4	9,3	1,30 [0,98–1,73]	0,072	2,5	1,45 [1,03–2,04]	0,034
<i>Âge</i>							
[3,5–4[	52,1	8,0	1		2,1	1	
[4–4,5[	47,9	8,7	1,06 [0,80–1,39]	0,690	2,1	0,99 [0,64–1,52]	0,970
<i>Mère travaillant</i>							
Oui	62,4	8,5	1		1,6	1	
Non	37,6	8,1	0,93 [0,66–1,31]	0,681	2,9	1,67 [1,13–2,46]	0,010
<i>CSP de la mère</i>							
Cadre et profession intellectuelle supérieure	7,9	5,2	1		0,6	1	
Agriculteur exploitant, artisan, commerçant, ... <sup>e</sup>	5,0	6,7	1,40 [0,64–3,08]	0,397	0,8	1,33 [0,13–13,78]	0,810
Profession intermédiaire	12,3	8,3	1,65 [0,91–3,01]	0,099	2,8	4,25 [0,69–26,21]	0,119
Employée	29,9	8,7	1,75 [0,94–3,26]	0,076	1,8	2,80 [0,47–16,80]	0,261
Ouvrier	1,2	24,0	5,81 [2,15,15,72]	0,001	3,3	5,41 [0,56–51,86]	0,143
Sans activité	8,1	9,5	1,92 [0,91–4,06]	0,086	2,0	2,92 [0,43–19,70]	0,272
Mère au foyer	29,5	7,8	1,51 [0,83–2,75]	0,180	3,2	4,64 [0,81–26,58]	0,085
Non renseigné	6,1	10,4	2,14 [1,14–4,01]	0,018	0,0	– <sup>f</sup>	
<i>Père travaillant</i>							
Oui	91,3	8,4	1		2,1	1	
Non	8,7	8,3	0,95 [0,60–1,50]	0,828	2,1	0,84 [0,37–1,90]	0,683
<i>CSP du père</i>							
Cadre et profession intellectuelle supérieure	12,2	6,8	1		0,9	1	
Agriculteur exploitant, artisan, commerçant, ... <sup>e</sup>	10,0	10,1	1,50 [0,84–2,68]	0,169	3,0	3,42 [1,20–9,73]	0,021
Profession intermédiaire	15,4	6,8	1,01 [0,59–1,74]	0,967	2,5	2,94 [1,19–7,22]	0,019
Employé	18,8	9,2	1,41 [0,84–2,36]	0,195	1,8	1,85 [0,64–5,38]	0,259
Ouvrier	22,5	8,3	1,20 [0,67–2,17]	0,540	2,6	2,82 [1,17–6,77]	0,021
Sans activité	8,7	8,3	1,19 [0,62–2,26]	0,602	2,1	1,95 [0,56–6,83]	0,297
Non renseigné	12,6	9,3	1,40 [0,86–2,31]	0,179	1,7	1,81 [0,78–4,22]	0,167
<i>Couverture maladie du foyer</i>							
Sécurité sociale + assurance complémentaire	80,9	8,1	1		1,9	1	
Sécurité sociale seule + autres	7,3	6,6	0,78 [0,43–1,44]	0,44	2,0	0,99 [0,36–2,76]	0,992
CMU	11,8	11,6	1,50 [0,96–2,32]	0,07	3,3	1,38 [0,66–2,89]	0,394
<i>Foyer monoparental</i>							
Non	88,2	8,3	1		2,2	1	
Oui	11,8	8,7	1,05 [0,74–1,48]	0,793	1,2	0,52 [0,20–1,35]	0,179
<i>Autre enfant dans le foyer</i>							
Non	27,1	9,1	1		2,8	1	
Oui	72,9	8,1	0,86 [0,62–1,19]	0,360	1,9	0,64 [0,36–1,13]	0,125
<i>Français, langue principale parlée à la maison</i>							
Oui	93,9	8,4	1		2,0	1	
Non	6,1	7,3	0,83 [0,33–2,08]	0,693	3,7	1,67 [0,74–3,74]	0,217
<i>Mode de garde collectif avant la scolarisation</i>							
Non	69,1	8,0	1		2,5	1	
Oui	30,9	9,2	1,17 [0,89–1,54]	0,261	1,3	0,53 [0,31–0,90]	0,018

<sup>a</sup> Définition IOTF.<sup>b</sup> Obésité non incluse.<sup>c</sup> Régressions logistiques.<sup>d</sup> Régressions de Poisson.<sup>e</sup> ... et chef d'entreprise ; regroupement effectué en raison du très faible effectif de pères ou mères chefs d'entreprise.<sup>f</sup> Données manquantes exclues car les effectifs ne permettaient pas de faire les analyses.

Tableau 3

Facteurs individuels et liés au contexte résidentiel — approché par les communes — associés à l'obésité chez les enfants âgés de 3,5 à 4,5 ans en région PACA — régressions hiérarchiques de Poisson, données pondérées, nombre = 2495 (EVALMATER, 2002–2003)

Variables	Modèle (A) : indice de précarité		Modèle (B) : typologie de commune	
	Risque relatif ajusté [IC95 %]	<i>p</i>	Risque relatif ajusté [IC95 %]	<i>p</i>
<i>Sexe</i>				
Garçon	1,0–		1,0–	
Fille	1,46 [1,04–2,06]	0,029	1,46 [1,03–2,09]	0,035
<i>Mère travaillant</i>				
Oui	1,0 –		1,0 –	
Non	1,64 [1,11–2,43]	0,013	1,67 [1,13–2,48]	0,011
<i>CSP du père</i>				
Cadre et profession intellectuelle supérieure	1,0 –		1,0 –	
Agriculteur exploitant, artisan, commerçant,... <sup>a</sup>	3,41 [1,14–10,21]	0,028	3,59 [1,19–10,8]	0,023
Profession intermédiaire	2,84 [1,12–7,19]	0,028	2,86 [1,15–7,15]	0,024
Employé	1,74 [0,60–5,03]	0,307	1,77 [0,61–5,12]	0,292
Ouvrier	2,42 [1,02–5,76]	0,045	2,55 [1,05–6,19]	0,038
Sans activité	1,49 [0,43–5,16]	0,526	1,59 [0,44–5,67]	0,478
Non renseigné	1,45 [0,59–3,55]	0,418	1,53 [0,62–3,79]	0,358
<i>Mode de garde collectif avant la scolarisation</i>				
Non	1,0–		1,0–	
Oui	0,56 [0,33–0,93]	0,027	0,54 [0,32–0,92]	0,022
<i>Autre enfant dans le foyer</i>				
Non	1,0 –		1,0 –	
Oui	0,55 [0,31–0,97]	0,038	0,56 [0,31–1,01]	0,055
<i>Indice de précarité de la commune<sup>b</sup> de résidence</i>				
1	1,0 –		–	
2	0,97 [0,34–2,75]	0,953	–	
3	1,62 [0,63–4,13]	0,311	–	
4	2,10 [0,96–4,61]	0,063	–	
<i>Typologie de la commune de résidence</i>				
Rural ou périurbain	–		1,0 –	
Urbain	–		2,38 [1,12–5,08]	0,025
<i>Variance intercommunes</i>				
	0,665 ( <i>p</i> = 0,003) <sup>c</sup>		0,598 ( <i>p</i> = 0,002) <sup>d</sup>	

<sup>a</sup> ... et chef d'entreprise.<sup>b</sup> Ou arrondissement (Marseille).<sup>c</sup> Variance significativement différente de zéro. Lorsque l'indice de précarité en deux classes est utilisé, la variance est de 0,63 (*p* = 0,005).<sup>d</sup> Variance significativement différente de zéro.

des conclusions quant à d'éventuelles différences régionales, d'autres facteurs, notamment les caractéristiques sociales des échantillons, devraient aussi être pris en compte.

Les résultats des analyses de régression hiérarchique de Poisson indiquent un lien entre plusieurs indicateurs individuels de SSE et la prévalence de l'obésité. Les jeunes enfants dont les pères appartiennent à la catégorie des cadres et professions intellectuelles supérieures avaient un moindre risque d'obésité que ceux des autres catégories sociales comme cela a été montré par ailleurs à l'âge d'un an [5], entre cinq et six ans [10,35] et entre sept et neuf ans [3]. La différence était significative pour les ouvriers, les professions intermédiaires et la catégorie « agriculteurs exploitants, artisans, commerçants, chefs d'entreprise » mais pas pour les employés ni les inactifs : cela diffère quelque peu des résultats d'autres études ayant observé un risque significativement élevé d'obésité chez l'enfant pour les CSP les plus défavorisées [5,10,35]. Il est possible que ces différences proviennent du jeune âge de la population ciblée dans notre étude (prévalence de l'obésité

plus faible qu'à des âges plus élevés et donc effectifs de cas d'obésité relativement faibles dans les catégories de CSP en question). De plus, les études précédentes ont procédé à des analyses descriptives et non à des régressions multiples prenant en compte différents indicateurs de SSE.

Les analyses de régression hiérarchique de Poisson indiquent aussi un risque d'obésité significativement augmenté (de plus de 60 %) chez les enfants dont les mères ne travaillaient pas. Une étude réalisée aux États-Unis observait un résultat inverse mais uniquement chez des femmes de SSE élevé [38]. Dans notre étude, le fait que la mère ne travaille pas contribue probablement à un SSE du ménage plus faible : en effet, hors familles monoparentales, la proportion de maris employés, ouvriers ou inactifs était de 61,2 et 44,6 % respectivement pour les femmes inactives et actives (*p* < 0,001).

La présence d'un autre enfant dans le foyer était associée à un risque d'obésité significativement diminué (–45 %). Une étude réalisée au Portugal chez des enfants âgés de 7 à 9,5 ans a constaté une association très similaire [25], non

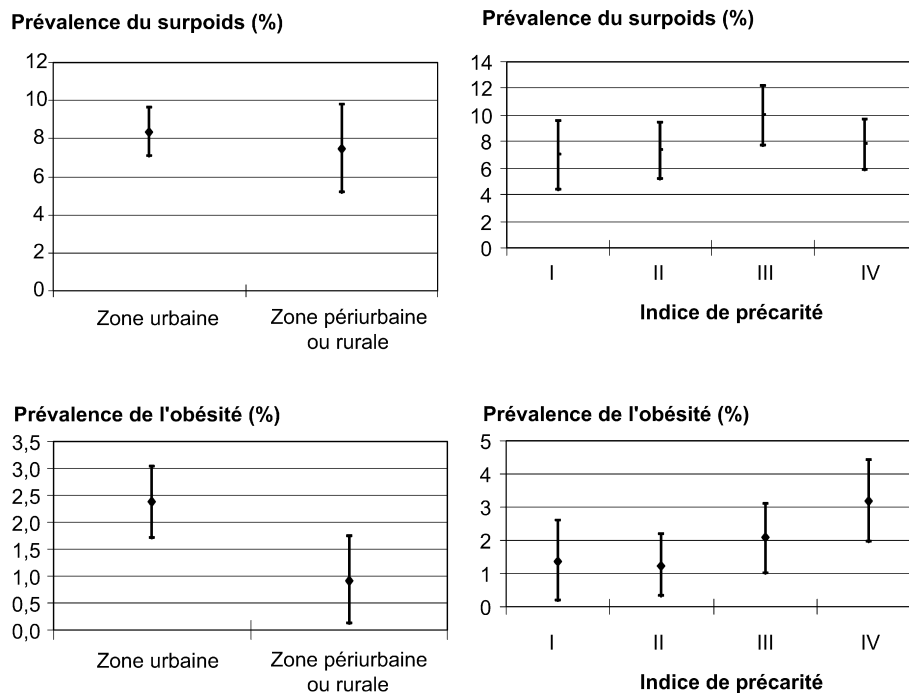


Fig. 1. Prévalence du surpoids et de l'obésité chez les enfants âgés de 3,5 à 4,5 ans en région PACA selon le type de commune et le niveau de précarité de la commune de résidence (enquête EVALMATER, nombre = 2495).

observée cependant chez des enfants de sept ans au Royaume-Uni [39]. Les différences de stratégies d'analyse (choix dans les modèles d'autres variables indépendantes que celles liées au SSE) pourraient expliquer les divergences de résultats [15].

Avoir bénéficié d'un mode de garde collectif avant l'entrée en maternelle était aussi associé à un moindre risque d'obésité. L'interprétation de ce résultat est difficile : les liens éventuels entre les modes de garde des enfants et les problèmes de poids ont peu fait l'objet de recherches [15,40]. Ils portent sur la période de trois à cinq ans et les résultats sont contradictoires [41,42]. On peut cependant faire l'hypothèse que, par rapport à un mode de garde individuel, le mode de garde collectif favorise des activités physiques accrues et un temps moindre passé devant la télévision.

Pour des raisons difficiles à élucider, aucune des variables testées n'était associée à la prévalence du surpoids (obésité exclue). Cela suggère que les liens entre SSE et problèmes de poids sont complexes [43] et pourraient varier, notamment, en fonction du seuil d'IMC retenu mais aussi de l'âge.

Les relations observées entre variables de SSE et prévalence de l'obésité dans la petite enfance pourraient être expliquées par des différences de comportement selon le statut social des parents. La plupart des études sur ce point concernent cependant des enfants plus âgés. Certaines études indiquent une activité physique plus fréquente chez les enfants issus de milieux aisés, ce qui peut se traduire, par exemple, par un nombre d'heures passées devant la télé ou les jeux vidéo moins important [44,45]. Les habitudes alimentaires des parents peuvent aussi varier selon le SSE et avoir un impact sur l'alimentation de jeunes enfants : moindre consommation de fruits et légumes, et consommation plus fréquente d'aliments riches en sucres et en graisses saturées dans les ménages de moindre

SSE ou niveau d'éducation [37]. Ces comportements peuvent être liés à une moins bonne information et/ou sensibilisation des parents aux qualités nutritionnelles des aliments mais aussi, pour les catégories sociales les plus défavorisées, à des difficultés pécuniaires ne permettant pas l'achat régulier d'aliments de meilleure qualité mais plus coûteux [46,47]. Il a par ailleurs, été montré, dans les familles ayant un niveau d'éducation ou des revenus faibles, qu'une faible stimulation cognitive des jeunes enfants était un élément significatif dans le développement de l'obésité [37].

Notre étude indique que la prévalence de l'obésité était significativement augmentée dans les communes urbaines, par rapport aux communes rurales et périurbaines, ce, indépendamment des caractéristiques sociales individuelles. Un résultat similaire était observé pour les écoles appartenant aux communes — ou arrondissements — ayant un indice de précarité élevé, l'association observée n'étant significative que pour l'indice en deux classes.

Une plus forte prévalence des problèmes de poids dans les zones de précarité sociale était déjà connue en France chez l'enfant de six ans [36] mais cela n'avait pas été observé indépendamment du SSE individuel. Les résultats de notre étude rejoignent ceux de travaux internationaux utilisant les analyses multiniveau et indiquant qu'un environnement social défavorable accroît de façon significative la prévalence des problèmes de poids indépendamment des facteurs de risque individuels, chez l'enfant et l'adolescent [20,22] et chez l'adulte [48,49]. Mais aucun d'entre eux, à notre connaissance, ne porte sur la petite enfance. Le rôle d'un environnement social défavorable a aussi été observé, plus largement, pour la prévalence des facteurs de risques de maladies cardiovasculaires [17,37]. Nos résultats affinent ces constats en suggérant que les caractéristi-



ques du contexte résidentiel associées aux problèmes de poids ne sont pas réductibles aux seules caractéristiques socioéconomiques. Le type de zone — rural, urbain — est lui aussi associé à la prévalence des problèmes de poids. Les deux dimensions, type de zone et précarité, sont liées mais le nombre limité d'unités statistiques agrégées dans notre étude (82 communes) n'a pas permis d'évaluer leur contribution relative.

Les mécanismes par lesquels le contexte résidentiel pourrait influencer les comportements individuels de santé comme l'activité physique et les habitudes alimentaires ne sont pas bien élucidés [23,50,51]. Les plus simples peuvent impliquer des différences dans la disponibilité et le prix de différents types d'aliments, l'accès à de la restauration rapide, à des moyens de transport et à des espaces récréatifs sûrs [17] : par exemple, les personnes résidant dans des zones rurales ont souvent des niveaux d'activité physique plus importants que dans les zones urbaines et l'accès à différents types d'aliments pourrait également varier entre ces zones [24,50]. Le contexte résidentiel peut aussi déterminer des facteurs de stress auxquels les individus sont exposés ainsi que des ressources disponibles pour faire face à ces facteurs [17]. Enfin, il fournit un milieu d'interactions sociales dont les individus peuvent en partie dériver leurs valeurs, attentes, habitudes de consommation [17]. Certains chercheurs ont montré une relation inverse entre la prévalence du surpoids chez des enfants et adolescents de 12–17 ans et le niveau « d'efficacité collective de voisinage » définie comme le consentement des membres d'une communauté à veiller les uns aux autres et à intervenir en cas de troubles [52].

Cette étude comporte des limites. Étant réalisée dans le cadre des bilans de santé en maternelle, elle n'était pas en mesure de recueillir des informations détaillées sur les facteurs de risque des problèmes de poids et notamment l'IMC des parents, dont le lien avec l'obésité de l'enfant et le SSE a été montré [3,39]. Cependant, dans d'autres études, l'ajustement sur l'IMC des parents ne fait pas nécessairement disparaître la relation SSE-prévalence des problèmes de poids [3,6]. Par ailleurs, l'indice de précarité au niveau communal est utilisé comme « proxy » des caractéristiques socioéconomiques à une échelle plus locale. Cette proxy est plus ou moins imprécise selon la taille des communes : dans les grandes communes, des disparités intra-urbaines souvent importantes existent entre quartiers ouvriers et quartiers plus aisés. Nous avons pu limiter ces erreurs de classification pour Marseille, en incluant ses arrondissements séparément dans la construction de l'indice de précarité, mais pas pour les autres grandes villes de la région PACA non subdivisées en arrondissements. Par ailleurs, ne disposant pas de l'adresse des enfants, ils ont été localisés à leur école maternelle. Mais, celle-ci n'est pas toujours située dans la commune de résidence ; elle peut être proche du lieu de travail d'un des parents. Ces imprécisions sont responsables d'erreurs de classification des enfants selon l'indice de précarité et probablement aussi selon la typologie de zone, qui ont pu induire une perte de puissance statistique. Cependant, une analyse stratifiée sur la taille des communes (plus de 10 000 et moins de 100 000 habitants) modifiait peu l'ordre de grandeur des risques d'obésité associés à l'indice de

précarité et au type de zone. Il faut aussi souligner que les différents mécanismes par lesquels le contexte résidentiel pourrait influencer les comportements individuels de santé renvoient à des échelles spatiales différentes. Par exemple, l'accès aux moyens de transport et à des espaces récréatifs sûrs correspond probablement mieux à l'échelle de la commune et l'efficacité collective de voisinage à celle du quartier. Enfin, il est intéressant de noter que les facteurs individuels et contextuels des modèles complets ne suffisent pas à expliquer toute la variabilité du phénomène étudié la variance intercommunes restant significativement non nulle ( $p < 0,01$ ).

## 5. Conclusion

Cette étude montre qu'en 2002–2003 en région PACA, un enfant sur dix, âgé entre 3,5 et 4,5 ans, avait un problème de poids. Cela suggère que de mauvaises habitudes de santé se développent tôt dans l'existence. L'application de méthodes multiniveau a également montré un excès de risque d'obésité significatif dans les communes défavorisées et dans les communes urbaines, indépendamment des facteurs sociaux individuels. La puissance statistique de l'étude n'a cependant pas permis d'évaluer la part relative de ces deux variables. Ces résultats devront être vérifiés dans la même tranche d'âge sur un échantillon d'enfants plus important et dans d'autres régions.

Sans attendre, il paraît essentiel d'initier des politiques de prévention et d'éducation visant les parents de jeunes enfants appartenant notamment à des classes sociales défavorisées. L'opportunité et la possibilité de conduire de telles actions précoces existent en France au travers des services de protection maternelle et infantile et des services de santé scolaire. Leur rôle dans le domaine de la prévention des problèmes de poids devrait être considérablement renforcé.

## 6. Version anglaise

La version anglaise de cet article est disponible en ligne à l'adresse suivante: doi: 10.1016/j.respe.2007.06.004.

## Remerciements

Cette étude a été conduite dans le cadre du programme régional Provence-Alpes-Côte d'Azur « Santé des jeunes et des enfants » avec le soutien du Conseil régional PACA, de la Direction régionale des affaires sanitaires et sociales PACA et de l'assurance maladie dans le cadre du Fond national de prévention, d'éducation et d'information en santé (FNPEIS).

Nous remercions les familles qui ont accepté que leurs enfants participent à cette enquête, les six services de protection maternelle et infantile de la région PACA et les services communaux de santé des villes d'Antibes, Cannes et Nice, qui ont conduit les examens des enfants ainsi que les directeurs et les enseignants des écoles maternelles dans lesquelles l'enquête s'est déroulée.

## Références

- [1] Ogden CL, Flegal KM, Carroll MD, Johnson CL. Prevalence and trends in overweight among US children and adolescents, 1999–2000. *JAMA* 2002;288:1728–32.
- [2] Livingstone B. Epidemiology of childhood obesity in Europe. *Eur J Pediatr* 2000;159(Suppl. 1):S14–34.
- [3] Castetbon K, Rolland-Cachera M-F. In: *Surpoids et obésité chez les enfants de sept à neuf ans*. Paris: Conservatoire national des arts et métiers, Institut de veille sanitaire; 2004. p. 40.
- [4] De Spiegelaere M, Dramaix M, Hennart P. Socioeconomic status and changes in body mass from 3 to 5 years. *Arch Dis Child* 1998;78:477–8.
- [5] Laitinen J, Power C, Jarvelin MR. Family social class, maternal body mass index, childhood body mass index, and age at menarche as predictors of adult obesity. *Am J Clin Nutr* 2001;74:287–94.
- [6] Langnase K, Mast M, Danielzik S, Spethmann C, Muller MJ. Socioeconomic gradients in body weight of German children reverse direction between the ages of 2 and 6 years. *J Nutr* 2003;133:789–96.
- [7] Lehingue Y, Picot MC, Millot I, Fassio F. Increase in the prevalence of obesity among children aged 4–5 years in a French district between 1988 and 1993. *Rev Epidemiol Santé Publique* 1996;44:37–46.
- [8] Mei Z, Scanlon KS, Grummer-Strawn LM, Freedman DS, Yip R, Trowbridge FL. Increasing prevalence of overweight among US low-income preschool children: the Centers for Disease Control and Prevention pediatric nutrition surveillance, 1983 to 1995. *Pediatrics* 1998;101:E12.
- [9] Ogden CL, Troiano RP, Briefel RR, Kuczmarski RJ, Flegal KM, Johnson CL. Prevalence of overweight among preschool children in the United States, 1971 through 1994. *Pediatrics* 1997;99:E1.
- [10] Romon M, Duhamel A, Collinet N, Weill J. Influence of social class on time trends in BMI distribution in 5-year-old French children from 1989 to 1999. *Int J Obes Relat Metab Disord* 2005;29:54–9.
- [11] Dietz WH. Critical periods in childhood for the development of obesity. *Am J Clin Nutr* 1994;59:955–9.
- [12] Siervogel RM, Roche AF, Guo SM, Mukherjee D, Chumlea WC. Patterns of change in weight/stature<sup>2</sup> from 2 to 18 years: findings from long-term serial data for children in the Fels longitudinal growth study. *Int J Obes* 1991;15:479–85.
- [13] Rolland-Cachera MF, Deheeger M, Bellisle F, Sempe M, Guilloud-Bataille M, Patois E. Adiposity rebound in children: a simple indicator for predicting obesity. *Am J Clin Nutr* 1984;39:129–35.
- [14] Sobal J, Stunkard AJ. Socioeconomic status and obesity: a review of the literature. *Psychol Bull* 1989;105:260–75.
- [15] Parsons TJ, Power C, Logan S, Summerbell CD. Childhood predictors of adult obesity: a systematic review. *Int J Obes Relat Metab Disord* 1999;23(Suppl. 8):S1–107.
- [16] Dorosty AR, Emmett PM, Cowin S, Reilly JJ. Factors associated with early adiposity rebound. ALSPAC Study Team. *Pediatrics* 2000;105:1115–8.
- [17] Diez-Roux AV, Nieto FJ, Muntaner C, et al. Neighborhood environments and coronary heart disease: a multilevel analysis. *Am J Epidemiol* 1997;146:48–63.
- [18] Von Korff M, Koepsell T, Curry S, Diehr P. Multi-level analysis in epidemiologic research on health behaviors and outcomes. *Am J Epidemiol* 1992;135:1077–82.
- [19] King T, Kavanagh AM, Jolley D, Turrell G, Crawford D. Weight and place: a multilevel cross-sectional survey of area-level social disadvantage and overweight/obesity in Australia. *Int J Obes (Lond)* 2006;30:281–7.
- [20] Kinra S, Nelder RP, Lewendon GJ. Deprivation and childhood obesity: a cross sectional study of 20,973 children in Plymouth, United Kingdom. *J Epidemiol Community Health* 2000;54:456–60.
- [21] Monden CW, van Lenthe FJ, Mackenbach JP. A simultaneous analysis of neighbourhood and childhood socio-economic environment with self-assessed health and health-related behaviours. *Health Place* 2006;12:394–403.
- [22] Oliver LN, Hayes MV. Neighbourhood socio-economic status and the prevalence of overweight Canadian children and youth. *Can J Public Health* 2005;96:415–20.
- [23] Sundquist J, Malmstrom M, Johansson SE. Cardiovascular risk factors and the neighbourhood environment: a multilevel analysis. *Int J Epidemiol* 1999;28:841–5.
- [24] Ezzati M, Vander Hoorn S, Lawes CM, et al. Rethinking the "diseases of affluence" paradigm: global patterns of nutritional risks in relation to economic development. *PLoS Med* 2005;2:e133.
- [25] Padez C, Mourao I, Moreira P, Rosado V. Prevalence and risk factors for overweight and obesity in Portuguese children. *Acta Paediatr* 2005;94:1550–7.
- [26] Chaix B, Rosvall M, Lynch J, Merlo J. Disentangling contextual effects on cause-specific mortality in a longitudinal 23-year follow-up study: impact of population density or socioeconomic environment? *Int J Epidemiol* 2006;35:633–43.
- [27] Bessy-Pietri P, Sicamios Y. Le zonage en aires urbaines en 1999. Quatre millions d'habitants en plus dans les aires urbaines. Paris: Insee Première; 2001.
- [28] Cole TJ, Bellizzi MC, Flegal KM, Dietz WH. Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. *BMJ* 2000;320:1240–3.
- [29] Feroni I, Paraponaris A, Aubisson S, et al. Factors associated with prescription of buprenorphine in high dosage by general practitioners in a French department. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2004;52:511–22.
- [30] Bouhnik AD, Chesney M, Carrieri P, et al. Non-adherence among HIV-infected injecting drug users: the impact of social instability. *J Acquir Immune Defic Syndr* 2002;31(Suppl. 3):S149–53.
- [31] Chaix B, Chauvin P. [The contribution of multilevel models in contextual analysis in the field of social epidemiology: a review of literature]. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2002;50:489–99.
- [32] Raudenbush SW, Bryk AS. Hierarchical linear models. Applications and data analysis methods. Second edition. Thousand Oaks: Sage Publications; 2002.
- [33] Obesity in Europe, the case for action. London: International Obesity Task Force, European Association for the Study of Obesity; 2002.
- [34] ObEpi 2003. Le surpoids et l'obésité en France. Enquête épidémiologique réalisée dans un échantillon représentatif de la population française, adulte. Neuilly-sur-Seine: Inserm, Institut Roche de l'Obésité, SOFRES; 2003 (56 p.).
- [35] Assier de Pompignan F, Riocreux C, Flechelles S, Bottius F, Casca S, Louveau de la Guigneraye A. [Prevalence of obesity in children (5–6-year-old) in Martinique (French West Indies) in 2003]. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2006;54:279–82.
- [36] Guignon N. La santé des enfants de six ans à travers les bilans de santé scolaire : ministère de l'Emploi et de la Solidarité, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, 2002:8.
- [37] Strauss RS, Knight J. Influence of the home environment on the development of obesity in children. *Pediatrics* 1999;103:e85.
- [38] Anderson PM, Butcher KF, Levine PB. Maternal employment and overweight children. *J Health Econ* 2003;22:477–504.
- [39] Reilly JJ, Armstrong J, Dorosty AR, et al. Early life risk factors for obesity in childhood: cohort study. *BMJ* 2005;330:1357.
- [40] Story M, Kaphingst KM, French S. The role of child care settings in obesity prevention. *Future Child* 2006;16:143–68.
- [41] Lumeng JC, Gannon K, Appugliese D, Cabral HJ, Zuckerman B. Preschool child care and risk of overweight in 6- to 12-year-old children. *Int J Obes (Lond)* 2005;29:60–6.
- [42] Rapp K, Schick KH, Bode H, Weiland SK. Type of kindergarten and other potential determinants of overweight in pre-school children. *Public Health Nutr* 2005;8:642–9.
- [43] Wang Y, Zhang Q. Are American children and adolescents of low socioeconomic status at increased risk of obesity? Changes in the asso-

- ciation between overweight and family income between 1971 and 2002. *Am J Clin Nutr* 2006;84:707–16.
- [44] Kaplan GA, Lazarus NB, Cohen RD, Leu DJ. Psychosocial factors in the natural history of physical activity. *Am J Prev Med* 1991;7:12–7.
- [45] Kohl 3rd HW, Hobbs KE. Development of physical activity behaviors among children and adolescents. *Pediatrics* 1998;101:549–54.
- [46] Drewnowski A, Specter SE. Poverty and obesity: the role of energy density and energy costs. *Am J Clin Nutr* 2004;79:6–16.
- [47] Wakefield J. Fighting obesity through the built environment. *Environ Health Perspect* 2004;112:A616–A618.
- [48] Ellaway A, Anderson A, Macintyre S. Does area of residence affect body size and shape? *Int J Obes Relat Metab Disord* 1997;21:304–8.
- [49] van Lenthe FJ, Mackenbach JP. Neighbourhood deprivation and overweight: the GLOBE study. *Int J Obes Relat Metab Disord* 2002;26:234–40.
- [50] Timperio A, Salmon J, Telford A, Crawford D. Perceptions of local neighbourhood environments and their relationship to childhood overweight and obesity. *Int J Obes Relat Metab Disord* 2005;29:170–5.
- [51] Burdette HL, Whitaker RC. Neighborhood playgrounds, fast food restaurants, and crime: relationships to overweight in low-income preschool children. *Prev Med* 2004;38:57–63.
- [52] Cohen DA, Finch BK, Bower A, Sastry N. Collective efficacy and obesity: the potential influence of social factors on health. *Soc Sci Med* 2006;62:769–78.