

Article

Pourquoi le gradient social de santé ne s'applique-t-il pas à l'embon point?

par Stefan Kuhle et Paul J. Veugelers

Décembre 2008



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Pourquoi le gradient social de santé ne s'applique-t-il pas à l'embonpoint?

par Stefan Kuhle et Paul J. Veugelers

Résumé

Contexte

Dans les pays développés, il existe entre le statut socioéconomique (SSE) et divers résultats en matière de santé une association négative à laquelle on a donné le nom de gradient social de santé. Par contre, pour l'embonpoint, le gradient est faible, absent ou même positif. L'objectif de l'étude est de déterminer pourquoi l'embonpoint n'obéit pas au gradient social.

Données et méthodes

L'étude porte sur les données recueillies auprès des participants adultes à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004 (cycle 2.2). Une série de régressions multivariées de l'embonpoint et des déterminants de ce dernier en fonction du niveau de scolarité du ménage et du revenu du ménage ont été exécutées, en procédant à une stratification selon le sexe.

Résultats

À part le niveau de scolarité chez les femmes, des associations négatives se dégagent entre les mesures du SSE et l'embonpoint. Les membres des groupes à revenu du ménage élevé ont déclaré prendre plus souvent leurs repas au restaurant que ceux des groupes à revenu du ménage faible. En outre, les adultes des ménages à niveau de scolarité élevé étaient plus susceptibles que ceux des ménages à niveau de scolarité faible d'avoir cessé de fumer.

Interprétation

Des différences d'habitudes alimentaires et de renoncement au tabac entre les groupes de SSE pourraient avoir contribué à l'absence d'une association négative claire entre le niveau de scolarité ou le revenu du ménage et l'embonpoint dans l'ESCC.

Mots-clés

Poids corporel, habitudes alimentaires, niveau de scolarité, revenu, nutrition, activité physique, usage du tabac, facteurs socioéconomiques.

Auteurs

Stefan Kuhle et Paul J. Veugelers (780-492-9095; paul.veugelers@ualberta.ca), School of Public Health, University of Alberta, 650 University Terrace, Edmonton (Alberta), T6G 2T4.

Selon l'un des paradigmes de la santé publique, dans les pays développés, les personnes de faible statut socioéconomique (SSE) sont généralement en moins bonne santé que les autres. De nombreuses études ont donné la preuve que la prévalence des facteurs de risque de maladies cardiovasculaires¹ et de diabète de type 2², l'incidence de la maladie cardiovasculaire³ et de certains cancers⁴, et la mortalité toutes causes confondues⁵, par maladie cardiovasculaire⁶ et par cancer⁷ sont plus élevées parmi les groupes à faible SSE. Ce phénomène, communément appelé « gradient social », pourrait refléter l'association qui existe entre un faible SSE et les difficultés d'accès à des soins de santé de qualité, les expositions environnementales et la limitation des connaissances, du temps et des occasions nécessaires pour faire des choix de mode de vie favorables à la santé⁸.

Par contre, les résultats sont moins cohérents si l'on s'intéresse à l'embonpoint et à l'obésité. Selon une importante revue bibliographique publiée par Sobal et Stunkard en 1989, dans le cas des femmes, la majorité

des études indiquaient que les associations entre le SSE et l'obésité étaient conformes au gradient social, mais que pour les hommes, la moitié d'entre elles faisaient part d'une absence de gradient (17 %), voire d'un gradient

inversé (30 %)⁹. Des chiffres comparables, quoique moins frappants, ont été publiés en 2007 dans une mise à jour de la revue¹⁰.

Les données d'enquête recueillies dans un certain nombre de pays industrialisés continuent de faire apparaître l'association négative entre le SSE et l'embonpoint ou l'obésité chez les femmes et une relation incohérente chez les hommes¹¹-¹⁹. Les études fondées sur une comparaison longitudinale de données nationales indiquent qu'au cours des dernières décennies, la prévalence de l'obésité a augmenté plus rapidement chez les groupes ayant les SSE les plus élevés que chez ceux dont le SSE était plus faible¹¹,¹⁹, phénomène qui a coïncidé avec la forte hausse de la prévalence globale de l'obésité¹¹.

Des données recueillies récemment au Canada montrent que le gradient de l'embonpoint ou de l'obésité selon le SSE est lié au sexe²⁰,²¹. Les analyses univariées des microdonnées à grande diffusion provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2004 ne révèlent aucune association discernable entre le revenu du ménage et l'obésité chez les femmes, mais une association positive chez les hommes. Par ailleurs, une association négative entre le niveau de scolarité et l'obésité s'est dégagée pour les femmes, mais non pour les hommes.

Jusqu'ici, on n'a pu que spéculer quant aux raisons pour lesquelles le gradient social est moins prononcé pour l'embonpoint ou l'obésité et à celles pour lesquelles des différences existent entre les sexes. D'aucuns ont suggéré que le renoncement au tabac, la consommation d'alcool et la maladie chronique pourraient être des facteurs confusionnels⁹, mais aucune étude antérieure ne comporte une analyse en profondeur de ce phénomène contre-intuitif.

La richesse et la haute qualité des données de l'ESCC offrent une occasion d'examiner un certain nombre d'hypothèses concernant ces résultats

inattendus. L'objectif du présent article est d'étudier les associations qui pourraient sous-tendre le gradient estompé ou positif observé pour le SSE et l'embonpoint, ainsi que les différences entre les hommes et les femmes en évaluant la répartition des facteurs de risque d'embonpoint entre les groupes de SSE. Une explication de ces résultats permettra peut-être de mieux saisir les causes et les conséquences des niveaux élevés d'obésité au sein de la population canadienne.

Hypothèses

On a formulé quatre hypothèses *a priori*.

Hypothèse I : *Les groupes dont le SSE est élevé consomment plus fréquemment des repas préparés en dehors de la maison, ont un apport calorique total plus élevé et consomment moins de fruits et de légumes que les groupes dont le SSE est faible.*

Raisonnement : Alors que, traditionnellement, les groupes à SSE élevé avaient un régime alimentaire de meilleure qualité que ceux à SSE faible, l'évolution du temps disponible pour les repas et pour leur préparation qui a eu lieu au cours des deux dernières décennies²²,²³ pourrait avoir modifié les différences de qualité du régime alimentaire selon le SSE. Par exemple, à cause des contraintes de temps auxquelles font face les familles comptant deux soutiens, les membres des ménages à revenu élevé pourraient consommer des repas préparés à l'extérieur de la maison plus fréquemment que ceux des ménages à revenu plus faible. Or, ces repas sont habituellement riches en matières grasses et en calories et pauvres en fruits et légumes.

Hypothèse II : *Les groupes à SSE élevé sont physiquement moins actifs que les groupes à SSE faible.*

Raisonnement : Les progrès techniques réalisés au cours des dernières décennies, notamment l'informatisation, la technologie du divertissement et le transport automatisé, ont réduit le niveau d'activité physique²². Si l'on suppose

que les groupes à SSE élevé ont mieux les moyens d'acquérir ces technologies et qu'ils les adoptent plus rapidement, leur activité physique devrait en principe diminuer.

Hypothèse III : *Les membres des groupes à SSE élevé sont plus susceptibles que ceux des groupes à SSE faible d'arrêter de fumer.*

Raisonnement : Il a été publié que le renoncement au tabac accroît la probabilité de devenir obèse²⁴. Si les campagnes anti-tabac ont remporté plus de succès chez les groupes à SSE élevé, la prévalence de l'embonpoint parmi ceux-ci pourrait avoir augmenté

Hypothèse IV : *Les caractéristiques du quartier sont des facteurs confusionnels dans l'association entre le SSE et l'embonpoint.*

Raisonnement : Plusieurs études ont montré que les facteurs de niveau local jouent un rôle important dans le développement de l'obésité¹³,²⁵,²⁶. L'environnement construit par l'homme facilite l'activité physique, laquelle pourrait être associée à l'obésité²⁷. Les installations et les espaces récréatifs, les bonnes conditions de déplacement à pied et la sécurité du quartier, le choix d'aliments bons pour la santé et l'adoption des modèles de comportement observés chez les pairs pourraient être plus fréquents dans les quartiers aisés.

Méthodes

Source des données

L'étude porte sur des données provenant du cycle 2.2 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisé en 2004. L'ESCC est une enquête transversale représentative de la population nationale conçue pour évaluer les caractéristiques démographiques, la santé, le milieu social, l'activité physique, la nutrition (rappel alimentaire de 24 heures) et des mesures anthropométriques (taille et poids). Sont exclus du champ d'observation de l'enquête les résidents des territoires, des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes, des

établissements et de certaines régions éloignées.

La base aréolaire de l'Enquête sur la population active au Canada, réalisée selon un plan de sondage en grappes stratifié à plusieurs degrés, a été utilisée pour sélectionner les ménages participants. Une personne par ménage a été choisie pour participer à l'enquête en appliquant des probabilités de sélection variant selon l'âge et la base de sondage. Une description détaillée de la stratégie d'échantillonnage figure dans un document déjà publié²⁸. Les entrevues ont débuté en janvier 2004 et se sont poursuivies tout au long de l'année civile. Le taux de réponse global a été de 76,5 %. En tout, 35 107 personnes ont participé à l'enquête, dont 21 160 âgées de 18 ans et plus. La présente étude porte sur les données recueillies auprès de 12 428/21 160 (59 %) participants adultes pour lesquels les mesures anthropométriques étaient disponibles. L'information sur les participants dont la taille et le poids ont été mesurés a été recueillie au moyen d'interviews sur place.

Définitions

Facteurs socioéconomiques

En fonction d'hypothèses a priori quant aux facteurs confusionnels, le niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage, le revenu moyen du ménage au niveau régional et l'âge (fourchette de 18 à 101 ans) ont été choisis comme covariables.

Le *revenu du ménage* a été traité comme une covariable catégorique à quatre niveaux reflétant le nombre de personnes dans le ménage et le revenu total du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue²⁹. Les catégories de revenu sont : inférieur (moins de 15 000 \$ pour une ou deux personnes; moins de 20 000 \$ pour trois ou quatre personnes; moins de 30 000 \$ pour cinq personnes et plus); moyen-inférieur (de 15 000 \$ à 29 999 \$ pour une ou deux personnes; de 20 000 \$ à 39 999 \$ pour trois ou quatre personnes; de

30 000 \$ à 59 999 \$ pour cinq personnes et plus); moyen-supérieur (de 30 000 \$ à 59 999 \$ pour une ou deux personnes; de 40 000 \$ à 79 999 \$ pour trois ou quatre personnes; de 60 000 \$ à 79 999 \$ pour cinq personnes et plus); supérieur (60 000 \$ et plus pour une ou deux personnes; 80 000 \$ et plus pour trois personnes et plus).

Le *niveau de scolarité du ménage* a été traité comme une covariable catégorique à trois niveaux représentant le niveau le plus élevé de scolarité atteint dans le ménage (études secondaires complètes ou partielles; études postsecondaires partielles ou diplôme collégial; diplôme universitaire).

Les régions correspondant aux divisions de recensement (DR) de 2001 définies par Statistique Canada ont été utilisées comme approximations des quartiers. Le *revenu du ménage au niveau de la région* a été utilisé comme approximation du SSE du quartier.

Variables de résultat

L'embonpoint, la faible consommation de fruits et légumes, l'apport énergétique quotidien total, les repas au restaurant, le faible niveau d'activité physique et le fait d'être un ancien fumeur ont été évalués au moyen de modèles de régression distincts. Des renseignements détaillés sur les variables d'enquête sous-jacentes peuvent être consultés ailleurs²⁹.

Embonpoint

La taille et le poids ont été mesurés directement en se servant de procédures normalisées et d'instruments étalonnés. L'indice de masse corporelle (IMC) a été calculé en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Les participants à l'enquête ont été classés dans la catégorie poids normal (IMC inférieur à 25 kg/m²) ou dans la catégorie embonpoint (IMC égal ou supérieur à 25 kg/m²).

Faible consommation de fruits et légumes

La consommation autodéclarée de fruits et légumes a été évaluée à l'aide d'une

version adaptée du module sur la fréquence de la consommation de fruits et légumes du Behavioral Risk Factor Surveillance System³⁰. Les participants à l'enquête ont été classés en deux catégories, à savoir ceux ayant déclaré consommer des fruits et légumes moins de cinq fois par jour, et ceux ayant déclaré le faire cinq fois ou plus par jour.

Apport énergétique quotidien total

L'apport énergétique (ou calorique) quotidien total (variable continue) a été déterminé en additionnant tous les apports énergétiques (exprimés en kilocalories) provenant des sources alimentaires déclarées dans la composante du premier rappel alimentaire de 24 heures de l'ESCC.

Repas au restaurant

D'après les données du premier rappel alimentaire de 24 heures, les participants à l'enquête ont été répartis en deux catégories, ceux qui avaient consommé au moins un repas n'ayant pas été préparé à la maison et ceux ne l'ayant pas fait.

Comme l'apport énergétique total et la consommation de repas au restaurant sont basés sur le premier des deux rappels alimentaires, les résultats représentent les habitudes alimentaires le *jour de l'enquête* seulement.

Faible niveau d'activité physique

Le faible niveau d'activité physique a été évalué sous forme de variable binaire basée sur l'indice d'activité physique³¹, qui tient compte de la fréquence, de la durée et de l'intensité autodéclarées de l'activité physique durant les loisirs. Les personnes dont l'indice d'activité physique était inférieur à 1,5 kcal/kg/jour ont été considérées comme ayant un faible niveau d'activité physique²⁹.

Ancien fumeur

D'après les données autodéclarées, les participants à l'enquête ont été classés comme étant des fumeurs au moment de l'enquête, des anciens fumeurs ou des personnes n'ayant jamais fumé. Pour procéder à l'analyse par la

régression logistique de cette variable de résultat, la situation d'usage du tabac a été dichotomisée (anciens fumeurs versus fumeurs au moment de l'enquête); les personnes n'ayant jamais fumé ont été exclues du modèle.

Analyse statistique

Les associations entre les variables de résultat susmentionnées et les facteurs socioéconomiques ont été examinées par régression linéaire (apport calorique quotidien total) ou par régression logistique (toutes les autres variables de résultat). En vue d'harmoniser l'interprétation des modèles de régression linéaire et de régression logistique, les coefficients de régression linéaire ont été exponentiés afin de

représenter le risque relatif (et l'intervalle de confiance de 95 %) d'un accroissement de 1 000 calories de l'apport énergétique quotidien total^{32,33}. L'âge (variable continue), le carré de l'âge, le revenu du ménage et le niveau de scolarité du ménage ont été examinés simultanément dans les modèles. Afin de corriger l'effet confusionnel de l'âge, celui-ci a été inclus dans le modèle sous forme d'une covariable continue comportant un terme quadratique, ce qui a permis de tenir compte du sommet de la sixième décennie de la vie.

Le revenu du ménage, calculé d'après les données sur le revenu du Recensement de 2001, a été normalisé et réparti en quartiles, puis couplé aux

données de l'ESCC au niveau de la division de recensement (DR). L'influence du revenu du quartier sur la cote exprimant le risque d'avoir de l'embonpoint a été examinée en utilisant des méthodes de régression multiniveaux. Les personnes (niveau individuel, n=12 428) ont été emboîtées dans les régions correspondant aux DR (niveau régional, n=274); les quartiles de revenu moyen du ménage ont été utilisés comme covariables au niveau régional. Afin d'étudier les variations entre les quartiers, le coefficient de corrélation intraclasse (CCI) a été calculé en recourant à l'approximation par des variables latentes³⁴.

Comme on s'attendait à ce que les associations entre le SSE et les variables de résultat diffèrent pour les hommes et les femmes^{20,21}, toutes les analyses ont été stratifiées selon le sexe. L'information au sujet du revenu du ménage et du niveau de scolarité du ménage manquait pour 9 % et 2 % des personnes adultes, respectivement. Une catégorie Valeur manquante a été incluse dans chacune de ces covariables, mais les résultats ne sont pas présentés.

Les estimations ont été calculées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada afin de tenir compte de l'effet de plan et du biais dû à la non-réponse. Les erreurs-types ont été estimées par la méthode du *bootstrap*^{35,36}. Cependant, les poids bootstrap n'ont pas pu être appliqués aux modèles multiniveaux; par conséquent, les erreurs-types pour ces modèles présentent vraisemblablement un biais et les résultats doivent être interprétés avec prudence. La version 9 de Stata (Stata Corp, College Station, Texas, États-Unis) a été utilisée pour exécuter les analyses statistiques.

Résultats

Les statistiques descriptives sur les participants à l'ESCC de 18 ans et plus dont le poids et la taille ont été mesurés directement sont présentées au tableau I. Les coefficients de variation des

Tableau 1
Certaines caractéristiques des adultes dont le poids et la taille ont été mesurés durant le cycle 2.2 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2004

	Total (n=12 428)	Femmes (n=7 176)	Hommes (n=5 252)
Apport énergétique total moyen (kilocalories par jour)	2 145	1 829	2 468
		%	
Embonpoint	59	53	65
Obésité	23	23	23
Faible consommation de fruits et légumes (moins de cinq fois par jour)	68	63	74
Repas au restaurant (au moins un repas par jour préparé en dehors de la maison)	53	51	55
Faible activité physique (moins de 1,5 kilocalorie/kilogramme/jour)	58	60	55
Situation d'usage du tabac			
Fumeur(euse) au moment de l'enquête	25	23	28
Ancien(ne) fumeur(euse)	27	24	31
N'a jamais fumé	47	53	41
Âge			
18 à 24 ans	13	12	14
25 à 34 ans	16	16	16
35 à 44 ans	21	21	22
45 à 54 ans	20	20	20
55 à 64 ans	14	14	14
65 ans et plus	16	17	14
Niveau de scolarité			
Études secondaires complètes ou partielles	21	21	20
Études postsecondaires partielles ou diplôme collégial	44	44	45
Diplôme universitaire	33	33	33
Revenu du ménage			
Inférieur	9	10	7
Moyen-inférieur	19	21	18
Moyen-supérieur	33	32	35
Supérieur	30	28	33

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004.

Tableau 2**Rapports de cotes corrigés et non corrigés reliant les facteurs socioéconomiques à l'embonpoint, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004**

	Femmes						Hommes											
	Univarié		Multivarié [†]		Multivarié multiniveaux [‡]		Univarié		Multivarié [†]		Multivarié multiniveaux [‡]							
	Rapport de cotes		Rapport de cotes		Rapport de cotes		Rapport de cotes		Rapport de cotes		Rapport de cotes							
	de	à	de	à	de	à	de	à	de	à	de	à						
Niveau de scolarité																		
Faible	2,17*	1,69	2,77	1,89*	1,42	2,51	1,76*	1,40	2,21	1,18	0,88	1,58	1,25	0,90	1,74	0,95	0,68	1,34
Moyen	1,78*	1,41	2,26	1,81*	1,42	2,32	1,84*	1,45	2,33	0,88	0,67	1,16	0,94	0,70	1,26	0,78	0,60	1,01
Élevé [§]	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Revenu du ménage																		
Inférieur	1,07	0,76	1,51	0,89	0,61	1,30	0,99	0,72	1,36	0,54*	0,33	0,91	0,51*	0,28	0,90	0,58*	0,42	0,80
Moyen-inférieur	1,39*	1,05	1,84	1,10	0,81	1,50	1,18	0,89	1,57	0,66*	0,47	0,94	0,63*	0,43	0,92	0,62*	0,41	0,93
Moyen-supérieur	1,10	0,86	1,40	0,94	0,73	1,22	0,92	0,72	1,16	0,69*	0,51	0,93	0,72*	0,52	0,99	0,80	0,58	1,11
Supérieur [§]	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Revenu du ménage au niveau régional																		
Inférieur [§]	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Moyen-inférieur	0,65*	0,61	0,69	1,48*	1,24	1,78	0,83*	0,75	0,91	0,86*	0,76	0,98
Moyen-supérieur	0,52*	0,49	0,57	0,65*	0,55	0,78	1,05	0,95	1,16	1,04	0,93	1,16
Supérieur	0,62*	0,59	0,66	0,87	0,73	1,03	0,73*	0,66	0,80	0,74*	0,65	0,84

[†] corrigé pour tenir compte du niveau de scolarité du ménage, du revenu du ménage, de l'âge et du carré de l'âge[‡] corrigé pour tenir compte du revenu moyen du ménage au niveau régional, du niveau de scolarité du ménage, du revenu du ménage, de l'âge et du carré de l'âge[§] catégorie de référence

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,05)

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004.

estimations des prévalences du tableau 1 sont tous inférieurs au seuil d'exclusion de 16 % (indiquant que la variabilité d'échantillonnage est acceptable) recommandé par Statistique Canada²⁸.

En 2004, 53 % de femmes et 65 % d'hommes avaient de l'embonpoint. La majorité des adultes (68 %) consommaient des fruits et légumes moins de cinq fois par jour et étaient physiquement inactifs (58 %).

Chez les femmes, les analyses tant corrigées que non corrigées révèlent une forte association inverse entre le niveau de scolarité du ménage et l'embonpoint, mais non entre le revenu du ménage et l'embonpoint (tableau 2).

Chez les hommes, dans les analyses non corrigées ainsi que corrigées, une association positive se dégage entre l'embonpoint et le revenu du ménage, mais aucun gradient n'est discernable dans la relation entre le niveau de

scolarité du ménage et l'embonpoint (tableau 2).

Hypothèse I (habitudes alimentaires)

Le gradient social persiste pour la consommation de fruits et légumes, la fréquence de la consommation ayant tendance à augmenter parallèlement au niveau de scolarité et au revenu du ménage chez les deux sexes, quoique l'association ne soit pas statistiquement significative chez les hommes (tableau 3). En revanche, pour la consommation de calories, un gradient clair n'est évident pour ni l'une ni l'autre mesure du SSE, à part le fait que l'apport énergétique est significativement plus élevé chez les femmes appartenant à la catégorie de niveau de scolarité le plus élevé. Cependant, les adultes membres des ménages à revenu élevé étaient significativement plus

susceptibles que ceux des ménages à faible revenu de déclarer avoir consommé un repas non préparé à la maison le jour du rappel alimentaire.

Hypothèse II (activité physique)

En ce qui concerne l'activité physique, un gradient social est observé pour le niveau de scolarité du ménage chez les femmes et pour le revenu du ménage chez les hommes, les membres des groupes à SSE faible étant plus susceptibles que les autres de déclarer un faible niveau d'activité (tableau 3).

Hypothèse III (usage du tabac)

Chez les femmes, la cote exprimant la possibilité d'être une ancienne fumeuse plutôt qu'une fumeuse au moment de l'enquête est significativement plus élevée pour celles appartenant aux ménages à niveau de

Tableau 3**Rapports de cotes et rapports de risques corrigés reliant les facteurs socioéconomiques aux déterminants de l'embonpoint, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004**

	Faible consommation de fruits et légumes (moins de 5 fois par jour)			Apport énergétique quotidien total			Repas au restaurant (au moins un repas préparé hors de la maison)			Faible activité physique (moins de 1,5 kilocalorie/kilogramme/jour)			Renoncement au tabac		
	Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %			Intervalle de confiance de 95 %		
	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à	Rapport de cotes	de	à
Femmes															
Niveau de scolarité du ménage															
Faible	1,74*	1,26	2,40	0,81*	0,73	0,90	0,99	0,75	1,30	1,71*	1,27	2,32	0,33*	0,20	0,54
Moyen	1,29*	1,00	1,68	0,90*	0,82	0,99	1,08	0,83	1,39	1,34*	1,04	1,72	0,53*	0,34	0,81
Élevé [†]	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Revenu du ménage															
Inférieur	1,60*	1,01	2,53	0,97	0,87	1,07	0,52*	0,36	0,75	1,26	0,85	1,86	0,48*	0,29	0,78
Moyen-inférieur	1,56*	1,07	2,26	0,99	0,89	1,10	0,64*	0,47	0,87	1,51*	1,10	2,08	0,60*	0,37	0,98
Moyen-supérieur	1,14	0,84	1,53	1,02	0,93	1,13	0,75*	0,58	0,97	1,04	0,80	1,35	0,79	0,51	1,24
Supérieur [†]	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Hommes															
Niveau de scolarité du ménage															
Faible	1,45	0,98	2,15	1,14	0,95	1,38	0,83	0,60	1,15	1,21	0,87	1,67	0,47*	0,29	0,78
Moyen	1,21	0,89	1,65	1,23*	1,08	1,42	0,89	0,67	1,18	1,01	0,77	1,33	0,69	0,45	1,07
Élevé [†]	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Revenu du ménage															
Inférieur	1,84*	1,05	3,22	0,87	0,67	1,12	0,49*	0,31	0,78	2,31*	1,43	3,71	0,55	0,27	1,11
Moyen-inférieur	1,16	0,76	1,79	0,84*	0,70	0,99	0,52*	0,37	0,73	1,94*	1,37	2,74	0,58*	0,36	0,94
Moyen-supérieur	1,43*	1,04	1,96	0,95	0,83	1,10	0,69*	0,51	0,92	1,64*	1,25	2,48	0,89	0,62	1,27
Supérieur [†]	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

[†] catégorie de référence* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)**Nota :** Les modèles sont corrigés pour tenir compte du niveau de scolarité du ménage, du revenu du ménage, de l'âge et du carré de l'âge. Les résultats pour l'apport énergétique quotidien total représentent le risque d'un apport énergétique supérieur à 1 000 calories, comparativement à la catégorie de référence.**Source :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : Nutrition, 2004.

scolarité et à revenu élevés (tableau 3). Par contre, le renoncement au tabac n'est généralement associé significativement ni au niveau de scolarité ni au revenu du ménage chez les hommes.

Hypothèse IV (quartier)

La correction du modèle de l'embonpoint pour tenir compte du revenu moyen du ménage au niveau régional n'a modifié les associations entre le niveau de scolarité ou le revenu du ménage et l'embonpoint ni chez les hommes ni chez les femmes (tableau 2). La variance attribuable aux variations du revenu du ménage entre quartiers est de 5 % chez les femmes et de 8 % chez les hommes.

Discussion

Les résultats de la présente étude concordent avec les données internationales récentes indiquant qu'il existe une association négative entre le SSE et l'embonpoint ou l'obésité chez les femmes et une relation incohérente entre ces variables chez les hommes^{11,12,14-19}. Les analyses présentées ici étoffent les résultats obtenus antérieurement, grâce à l'utilisation de mesures directes (par opposition à des données autodéclarées) de la taille et du poids afin d'éliminer le biais de déclaration ainsi qu'à un examen approfondi des associations qui sous-tendent les gradients sociaux réduits ou inversés de l'embonpoint.

Nous avons émis l'hypothèse qu'une consommation plus importante de calories parmi les groupes à SSE élevé pourrait expliquer la réduction ou l'inversion des gradients sociaux de l'embonpoint. Toutefois, à part une association positive avec le niveau de scolarité chez les femmes, aucun gradient clair du lien entre le SSE et l'apport total d'énergie n'a pu être dégagé. En outre, l'association entre le niveau de scolarité ainsi que le revenu du ménage et la consommation de fruits et légumes suit le gradient habituel, les membres des groupes à SSE faible étant moins susceptibles que ceux des groupes à SSE élevé de consommer des fruits et des légumes.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet?

- Les personnes de faible statut socioéconomique (SSE) ont tendance à être en moins bonne santé que celles dont le statut est plus élevé, phénomène communément appelé gradient social de santé.
- Les associations entre le SSE et l'embonpoint ou l'obésité sont moins cohérentes et présentent des différences selon le sexe.
- Les caractéristiques du mode de vie liées au SSE qui sont susceptibles de sous-tendre cette observation n'ont pas été étudiées.

Ce qu'apporte l'étude?

- Les différences d'habitudes alimentaires et de renoncement au tabac entre les divers groupes de SSE pourraient être liées à l'absence d'une forte association négative entre les mesures du SSE et l'embonpoint.

Il s'est dégagé une forte association positive entre le revenu du ménage et la consommation de repas au restaurant, une variable à laquelle est accordée une attention croissante en tant que facteur éventuel de l'augmentation de la prévalence de l'obésité. Au cours des dernières décennies, les établissements de restauration, en particulier les restaurants-minutes, ont connu un essor sans précédent, car ils répondent à la demande d'économie de temps relative à la préparation des aliments³⁷. Ainsi, de 1990 à 2006, les revenus des restaurants ont plus que doublé au Canada, passant de 16,5 milliards de dollars à 34,4 milliards de dollars³⁸. Les personnes qui vont souvent au

restaurant ont tendance à consommer plus de calories^{39,40} et avoir un IMC plus élevé⁴¹ que celles qui prennent habituellement leurs repas à la maison. Donc, la fréquence plus grande des sorties au restaurant chez les groupes à revenu élevé pourrait être associée à l'inversion du gradient entre le revenu du ménage et l'embonpoint chez les hommes, mais elle n'explique pas les différences entre les hommes et les femmes. En outre, ce résultat est en contradiction avec l'absence de gradient social constatée pour l'apport énergétique total. Toutefois, les estimations de l'apport énergétique des repas pris au restaurant pourraient être erronées, parce que les personnes interrogées manquaient de renseignements précis sur les aliments qu'elles avaient consommés.

Nous avons en outre émis l'hypothèse que le niveau d'activité physique durant les loisirs des groupes à SSE élevé était plus faible que celui des groupes à SSE faible, éventuellement parce que les premiers ont mieux les moyens d'acquérir des ordinateurs et des technologies de divertissement qui favorisent, les uns et les autres, un comportement sédentaire. Néanmoins, les membres des groupes à SSE élevé avaient, en fait, tendance à être physiquement plus actifs que ceux des autres groupes durant leurs loisirs. Il se pourrait que cette plus grande activité physique durant les loisirs soit compensée par une activité sédentaire en milieu de travail^{42,43}. Selon He et coll., les taux plus faibles d'activité physique durant les loisirs observés parmi les groupes à faible niveau de scolarité sont compensés par une activité physique plus éreintante au travail, ce qui aboutit, dans l'ensemble, à une dépense énergétique totale comparable pour les divers niveaux de scolarité⁴⁴.

Un certain nombre d'études montrent des associations entre le renoncement au tabac et le gain de poids^{24,45-47}. Notre hypothèse était que les membres des groupes à SSE élevé sont plus susceptibles que ceux des groupes à SSE faible d'arrêter de fumer et que

cette situation pourrait être associée à une prévalence plus forte de l'embonpoint chez les premiers (hypothèse III). Les analyses ont effectivement révélé une forte association positive entre le SSE et le renoncement au tabac. Par conséquent, ce dernier pourrait expliquer partiellement l'absence de gradient clair de l'embonpoint selon le SSE. Alors que certaines études n'ont permis de constater aucune différence de gain de poids après le renoncement au tabac en fonction du sexe^{24,45,48}, deux d'entre elles montraient des gains plus importants chez les hommes que chez les femmes^{49,50}, ce qui pourrait expliquer les différences d'association entre le SSE et l'embonpoint selon le sexe.

Au cours de la dernière décennie, les chercheurs se sont intéressés aux caractéristiques du quartier en tant que déterminant du poids corporel d'un individu^{13,25,26}. Notre hypothèse était que le SSE du quartier a un effet confusionnel sur l'association entre le SSE et l'embonpoint (hypothèse IV). Cependant, nos analyses multiniveaux ne l'appuient pas. Le faible pourcentage de variance attribuable aux caractéristiques du quartier pourrait tenir au fait que les divisions de recensement définies par Statistique Canada ne sont pas des quartiers « fonctionnels », vu que leur taille moyenne est d'environ 110 000 habitants. Pourtant, même si l'on se fonde sur des grappes plus petites (subdivisions de recensement, taille moyenne d'environ 5 500), la variance expliquée par les facteurs régionaux ne varie pas considérablement. Il est possible que le revenu au niveau régional ne constitue pas la mesure optimale des caractéristiques du quartier qui sont pertinentes pour l'étude des comportements liés à la santé.

Le plan transversal de l'étude permet difficilement de déterminer si le gradient estompé/inversé est un nouveau phénomène ou s'il a toujours existé. Dès les années 1960 et jusqu'à la fin des années 1980, les données d'enquête ont montré des différences selon le

sexe dans l'association entre le SSE et l'embonpoint ou l'obésité⁵¹⁻⁵⁴. Les données longitudinales provenant de grandes enquêtes représentatives de la population, comme la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) aux États-Unis, révèlent des changements prononcés de l'association entre le SSE et l'obésité qui coïncident avec l'accroissement de la prévalence de cette dernière durant la période qui a tout juste précédé la NHANES III (1988 à 1994)^{11,19}. De même, les données provenant de l'Enquête canadienne sur la santé cardiovasculaire (réalisée de 1986 jusqu'à la fin de 1992)⁵⁵ indiquent une association négative entre le revenu et l'obésité chez les deux sexes. La hausse la plus importante de la prévalence de l'obésité depuis la fin des années 1980 a été observée chez les hommes appartenant aux groupes de revenu élevé; la prévalence de l'obésité chez le groupe de revenu le plus faible n'a, quant à elle, pour ainsi dire pas changé. Des variations de l'association entre les mesures du SSE et l'embonpoint ou l'obésité sont maintenant observées régulièrement dans d'autres pays développés¹²⁻¹⁸. Des attentes différentes quant à l'influence du sexe pourraient, en partie, être la cause des associations paradoxales. Si l'embonpoint ou l'obésité est considéré comme acceptable chez les hommes, l'excès de poids est socialement moins désirable chez les femmes⁵⁶.

Limites

Le statut socioéconomique est un concept complexe qui est déterminé par le revenu, le niveau de scolarité, la profession, le contexte familial et le lieu de résidence. En pratique, le SSE est mesuré à l'aide d'indicateurs tels que le revenu, le niveau de scolarité, la situation professionnelle ou des indices composites. Tout gradient social peut être influencé par l'indicateur choisi et aucun indicateur ne peut refléter pleinement la signification du concept à lui seul.

Les deux indicateurs du SSE utilisés dans l'étude, à savoir le niveau de scolarité du ménage et le revenu du ménage, ont des défauts. Parce que l'un et l'autre ont été mesurés au niveau du ménage plutôt que de la personne, il est impossible de déterminer s'ils différaient pour les hommes et pour les femmes dans un ménage donné.

Habituellement, le revenu donne lieu à plus de valeurs manquantes que le niveau de scolarité et il est moins constant au cours du temps. Une autre difficulté liée à l'utilisation du revenu comme variable de substitution du SSE tient au fait que l'association entre le revenu et l'embonpoint peut agir en sens inverse; autrement dit, l'obésité pourrait réduire le succès sur le marché du travail. Enfin, les valeurs monétaires utilisées pour définir les catégories de revenu élevé du ménage dans l'ESCC pourraient ne pas être synonymes de richesse monétaire dans certains quartiers, ce qui entraînerait une

classification éventuellement incorrecte du SSE des participants à l'enquête. Par ailleurs, un inconvénient de l'utilisation du niveau de scolarité comme indicateur du SSE est que certains groupes, comme les immigrants ou les minorités visibles, pourraient être sous-payés relativement à leur formation.

Les mesures autodéclarées utilisées dans la présente analyse, notamment l'apport calorique total et la fréquence de la consommation de fruits et légumes, ont des limites intrinsèques et ces résultats devraient être interprétés avec prudence.

Conclusion

La force de la présente étude tient au fait que le calcul de l'IMC est fondé sur des mesures physiques par opposition à des données anthropométriques autodéclarées, comme cela était le cas dans d'autres études. En outre, la grande portée de l'ESCC a permis une analyse en profondeur des associations entre le niveau de scolarité et le revenu du ménage, d'une part, et divers déterminants de l'embonpoint liés au mode de vie. Cependant, le plan transversal et l'utilisation de données autodéclarées limitent l'étude.

Les résultats confirment ceux de travaux de recherche effectués dans d'autres pays développés montrant que le gradient social de l'embonpoint est réduit ou, dans le cas du revenu chez les hommes, même inversé. La présente étude fournit certaines preuves que des différences d'habitudes alimentaires et de renoncement au tabac selon le groupe de SSE pourraient avoir contribué à cette constatation. ■

Références

1. S. Kanjilal, E.W. Gregg, Y.J. Cheng *et al.*, « Socioeconomic status and trends in disparities in 4 major risk factors for cardiovascular disease among US adults, 1971-2002 », *Archives of Internal Medicine*, 166, 2006, p. 2348-2355.
2. J. Banks, M. Marmot, Z. Oldfield *et al.*, « Disease and disadvantage in the United States and in England », *JAMA*, 295, 2006, p. 2037-2045.
3. M.A. Albert, R.J. Glynn, J. Buring *et P.M. Ridker*, « Impact of traditional and novel risk factors on the relationship between socioeconomic status and incident cardiovascular events », *Circulation*, 114, 2006, p. 2619-2626.
4. E. Ward, A. Jemal, V. Cokkinides *et al.*, « Cancer disparities by race/ethnicity and socioeconomic status », *CA: A Cancer Journal for Clinicians*, 54, 2004, p. 78-93.
5. K. Steenland, J. Henley *et M. Thun*, « All-cause and cause-specific death rates by educational status for two million people in two American Cancer Society cohorts, 1959-1996 », *American Journal of Epidemiology*, 156, 2002, p. 11-21.
6. G. Pappas, S. Queen, W. Hadden *et G. Fisher*, « The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986 », *New England Journal of Medicine*, 329, 1993, p. 103-109.
7. A. Sloggett, H. Young *et E. Grundy*, « The association of cancer survival with four socioeconomic indicators: a longitudinal study of the older population of England and Wales 1981-2000 », *BMC Cancer*, 7, 2007, p. 20.
8. J. Wardle *et A. Steptoe*, « Socioeconomic differences in attitudes and beliefs about healthy lifestyles », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57, 2003, p. 440-443.
9. J. Sobal *et A.J. Stunkard*, « Socioeconomic status and obesity: a review of the literature », *Psychological Bulletin*, 105, 1989, p. 260-275.
10. L. McLaren, « Socioeconomic status and obesity », *Epidemiologic Reviews*, 29, 2007, p. 29-48.
11. Q. Zhang *et Y. Wang*, « Trends in the association between obesity and socioeconomic status in U.S. adults: 1971 to 2000 », *Obesity Research*, 12, 2004, p. 1622-1632.
12. V.W. Chang *et D.S. Lauderdale*, « Income disparities in body mass index and obesity in the United States, 1971-2002 », *Archives of Internal Medicine*, 165, 2005, p. 2122-2128.
13. S.A. Robert *et E.N. Reither*, « A multilevel analysis of race, community disadvantage, and body mass index among adults in the US », *Social Science and Medicine*, 59, 2004, p. 2421-2434.
14. J. Wardle, J. Waller *et M.J. Jarvis*, « Sex differences in the association of socioeconomic status with obesity », *American Journal of Public Health*, 92, 2002, p. 1299-1304.
15. K. Ball, G. Mishra *et D. Crawford*, « Which aspects of socioeconomic status are related to obesity among men and women? », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 26, 2002, p. 559-565.
16. H. Wolff, C. Delhumeau, S. Beer-Borst *et al.*, « Converging prevalences of obesity across educational groups in Switzerland », *Obesity (Silver Spring)*, 14, 2006, p. 2080-2088.
17. Y.S. Yoon, S.W. Oh *et H.S. Park*, « Socioeconomic status in relation to obesity and abdominal obesity in Korean adults: a focus on sex differences », *Obesity (Silver Spring)*, 14, 2006, p. 909-919.
18. G. Maillard, M.A. Charles, N. Thibault *et al.*, « Trends in the prevalence of obesity in the French adult population between 1980 and 1991 », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 23, 1999, p. 389-394.
19. N. Maheswari, J.G. Robinson, N. Kohatsu *et B. Zimmerman*, « Obesity prevalence increasing 3 times faster in high than low income groups: National Health and Nutrition Examination Surveys 1971 to 2002 [abstract] », *Circulation*, 111, 2005, p. 190.
20. N.A. Ross, S. Tremblay, S. Khan *et al.*, « Body mass index in urban Canada: neighborhood and metropolitan area effects », *American Journal of Public Health*, 97, 2007, p. 500-508.
21. F.I. Matheson, R. Moineddin *et R.H. Glazier*, « The weight of place: a multilevel analysis of gender, neighborhood material deprivation, and body mass index among Canadian adults », *Social Science and Medicine*, 66, 2008, p. 675-690.
22. S.A. French, M. Story *et R.W. Jeffery*, « Environmental influences on eating and physical activity », *Annual Review of Public Health*, 22, 2001, p. 309-335.
23. S.A. French, R.W. Jeffery, M. Story *et al.*, « Pricing and promotion effects on low-fat vending snack purchases: the CHIPS Study », *American Journal of Public Health*, 91, 2001, p. 112-117.
24. K.M. Flegal, R.P. Troiano, E.R. Pamuk *et al.*, « The influence of smoking cessation on the prevalence of overweight in the United States », *New England Journal of Medicine*, 333, 1995, p. 1165-1170.
25. L.N. Oliver *et M.V. Hayes*, « Neighbourhood socio-economic status and the prevalence of overweight Canadian children and youth », *Canadian Journal of Public Health / Revue canadienne de santé publique*, 96(6), 2005, p. 415-420.
26. P.J. Veugelers *et A.L. Fitzgerald*, « Prevalence of and risk factors for childhood overweight and obesity », *Canadian Medical Association Journal / Journal de l'Association médicale du Canada*, 173, 2005, p. 607-613.
27. L.D. Frank, M.A. Andresen *et T.L. Schmid*, « Obesity relationships with community design, physical activity, and time spent in cars », *American Journal of Preventive Medicine*, 27, 2004, p. 87-96.
28. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2004), Fichier maître : Guide de l'utilisateur* (n° 82M0024GPF au catalogue), Ottawa, Ministre de l'industrie, 2005.

29. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (cycle 2.2), Fichier maître : Documentation sur les variables dérivées*, Ottawa, Ministère de l'industrie, 2006.
30. Centers for Disease Control and Prevention, *Behavioral Risk Factor Surveillance System*, disponible à l'adresse : <http://www.cdc.gov/brfss> (document consulté le 22 avril 2008).
31. Ontario Ministry of Health, *Ontario Health Survey 1990: User's Guide Volume 1, Documentation*, Toronto, Ontario Ministry of Health, 1991.
32. G. Kephart, V.S. Thomas et D.R. MacLean, « Socioeconomic differences in the use of physician services in Nova Scotia », *American Journal of Public Health*, 88, 1998, p. 800-803.
33. P.J. Veugelers, A.L. Fitzgerald et E. Johnston, « Dietary intake and risk factors for poor diet quality among children in Nova Scotia », *Canadian Journal of Public Health / Revue canadienne de santé publique*, 96, 2005, p. 212-216.
34. G. Rodriguez et I. Elo, « Intra-class correlation in random-effects models for binary data », *Stata Journal*, 3, 2003, p. 32-46.
35. E. Piérard, N. Buckley et J. Chowhan, « Pour une utilisation plus conviviale de la méthode bootstrap : fichier ADO dans STATA », *Le Bulletin technique et d'information des Centres de données de recherche*, 1 (1), 2004, p. 21-38 (Statistique Canada, n° 12-002-XIF au catalogue).
36. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
37. C.C. Price, « Sales of meals and snacks away from home continue to increase », *Food Review*, 21, 1999, p. 28-30.
38. Statistique Canada, *Statistiques des restaurants, traiteurs et tavernes, mensuel, Tableau 355-0001 (CANSIM)*, disponible à l'adresse : <http://cansim2.statcan.ca/cgi-win/cnsmcgi.pgm> (document consulté le 28 mai 2008).
39. L.H. Clemens, D.L. Slawson et R.C. Klesges, « The effect of eating out on quality of diet in premenopausal women », *Journal of the American Dietetic Association*, 99, 1999, p. 442-444.
40. A.K. Kant et B.I. Graubard, « Eating out in America, 1987-2000: trends and nutritional correlates », *Preventive Medicine*, 38, 2004, p. 243-249.
41. J.K. Binkley, J. Eales et M. Jekanowski, « The relation between dietary change and rising US obesity », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24, 2000, p. 1032-1039.
42. G. Simmons, R. Jackson, B. Swinburn et R.L. Yee, « The increasing prevalence of obesity in New Zealand: is it related to recent trends in smoking and physical activity? », *The New Zealand Medical Journal*, 109, 1996, p. 90-92.
43. J. Wardle, M. Farrell, M. Hillsdon *et al.*, « Smoking, drinking, physical activity and screening uptake and health inequalities », dans D. Gordon, M. Shaw, D. Dorling et G. Davey Smith, dir. *Inequalities in Health*, Bristol, Angleterre, Policy Press, 1999, p. 213-229.
44. H.Z. He et D.W. Baker, « Differences in leisure-time, household, and work-related physical activity by race, ethnicity, and education », *Journal of General Internal Medicine*, 20, 2005, p. 259-266.
45. D.F. Williamson, J. Madans, R.F. Anda *et al.*, « Smoking cessation and severity of weight gain in a national cohort », *New England Journal of Medicine*, 324, 1991, p. 739-745.
46. B. Rodu, B. Stegmayr, S. Nasic *et al.*, « The influence of smoking and smokeless tobacco use on weight amongst men », *Journal of Internal Medicine*, 255, 2004, p. 102-107.
47. S.A. Eisen, M.J. Lyons, J. Goldberg et W.R. True, « The impact of cigarette and alcohol consumption on weight and obesity. An analysis of 1911 monozygotic male twin pairs », *Archives of Internal Medicine*, 153, 1993, p. 2457-2463.
48. P. O'Hara, J.E. Connett, W.W. Lee *et al.*, « Early and late weight gain following smoking cessation in the Lung Health Study », *American Journal of Epidemiology*, 148, 1998, p. 821-830.
49. H.C. Bartholomew et M.W. Knuiman, « Longitudinal analysis of the effect of smoking cessation on cardiovascular risk factors in a community sample: the Busselton Study », *Journal of Cardiovascular Risk*, 5, 1998, p. 263-271.
50. U. John, M. Hanke, H.J. Rumpf et J.R. Thyrian, « Smoking status, cigarettes per day, and their relationship to overweight and obesity among former and current smokers in a national adult general population sample », *International Journal of Obesity (London)*, 29, 2005, p. 1289-1294.
51. K.M. Flegal, W.R. Harlan et J.R. Landis, « Secular trends in body mass index and skinfold thickness with socioeconomic factors in young adult men », *American Journal of Clinical Nutrition*, 48, 1988, p. 544-551.
52. S.M. Garn, S.M. Bailey, P.E. Cole et I.T. Higgins, « Level of education, level of income, and level of fatness in adults », *American Journal of Clinical Nutrition*, 30, 1977, p. 721-725.
53. R.V. Luepker, W.D. Rosamond, R. Murphy *et al.*, « Socioeconomic status and coronary heart disease risk factor trends. The Minnesota Heart Survey », *Circulation*, 88, 1993, p. 2172-2179.
54. G.W. Comstock et V.T. Livesay, « Subcutaneous fat determinations from a community-wide chest X-ray survey in Muscogee County, Georgia », *Annals of the New York Academy of Sciences*, 110, 1963, p. 475-491.
55. M. Shields et M. Tjepkema, « Tendances de l'obésité chez l'adulte », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 57-64 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
56. J. Wardle et J. Griffith, « Socioeconomic status and weight control practices in British adults », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55, 2001, p. 185-190.