

# Caractéristiques des parents et des enfants liées à l'obésité juvénile

- En 2000-2001, les garçons étaient deux fois plus susceptibles d'être obèses que les filles, même s'ils étaient plus susceptibles de déclarer être physiquement actifs.
- Chez les filles, la cote exprimant le risque d'être obèse est plus élevée pour celles qui fumaient auparavant que pour leurs homologues n'ayant jamais fumé.
- Aussi bien chez les garçons que chez les filles, les comportements qui influent sur la santé sont associés à ceux du parent ayant participé à l'enquête et, chez les garçons uniquement, la cote exprimant le risque d'être obèse est plus élevée pour ceux dont un parent fumait.
- L'obésité parentale est fortement associée à l'obésité des enfants.

## Résumé

### Objectifs

Le présent article examine les liens entre le poids des adolescents, d'une part, et celui de leurs parents, de même que d'autres caractéristiques et comportements influant sur la santé des jeunes et des parents, d'autre part, puis décrit les facteurs associés à l'obésité chez les jeunes.

### Source des données

L'analyse porte sur la population à domicile et se fonde sur des données transversales tirées du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 réalisée par Statistique Canada. L'échantillon comprend 4 803 filles et 4 982 garçons qui étaient âgés de 12 à 19 ans en 2000-2001.

### Techniques d'analyse

L'analyse procède d'abord au calcul de l'indice de masse corporelle (IMC) et évalue certains comportements influant sur la santé des adolescents et d'un parent vivant dans le même ménage. Les facteurs associés à l'obésité juvénile sont ensuite déterminés par régression logistique multiple en tenant compte de l'effet de l'âge du jeune et du sexe du parent déclarant.

### Principaux résultats

Aussi bien pour les garçons que pour les filles, avoir un parent obèse augmente considérablement la cote exprimant le risque d'obésité juvénile. Alors que chez les filles, la cote exprimant le risque d'être obèse est plus forte pour les anciennes fumeuses, chez les garçons, le comportement à l'égard du tabac n'est pas associé à l'obésité. Chez les garçons, être physiquement inactif ou même moyennement actif augmente le risque d'être obèse. En outre, la cote exprimant le risque d'être obèse est plus forte chez les garçons si le parent déclarant fumait quotidiennement.

### Mots-clés

Adolescence, poids corporel, exercice, santé familiale, comportement influant sur la santé, enquêtes sur la santé.

### Auteure

Gisèle Carrière (604-666-5907; Gisele.Carriere@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada et est établie au bureau de la région de l'Ouest et des Territoires du Nord à Vancouver, en Colombie-Britannique, V6B 6C7.

Gisèle Carrière

Au Canada, l'embonpoint des enfants est devenu un problème de santé important. De 1981 à 1996, sa prévalence chez les garçons de 7 à 13 ans est passée de 15 % à 35 %; chez les filles du même groupe d'âge, elle est passée de 15 % à 29 %<sup>1</sup>. Et, au-delà de l'embonpoint, la prévalence de l'obésité a triplé durant cette période, pour passer de 5 % chez les jeunes des deux sexes à 17 % chez les garçons et à 15 % chez les filles<sup>1</sup>. D'aucuns attribuent cette tendance aux modes de vie caractéristiques d'une société « obésogène »<sup>2</sup>.

Outre les problèmes d'acceptation sociale, d'image corporelle et d'estime de soi<sup>3</sup>, les enfants obèses sont plus susceptibles que les autres de manifester, à courte échéance, des problèmes de santé comme de l'hypertension, une intolérance au glucose ou des complications orthopédiques<sup>4</sup>.

## Définitions

Deux groupes d'âges — 12 à 15 ans et 16 à 19 ans — ont été définis d'après l'âge du jeune au moment de l'entrevue. Lors de l'analyse multivariée, le nombre d'années d'âge a été considéré comme une variable continue.

Le calcul de l'indice de masse corporelle, ou IMC, s'établit en divisant le poids en kilogrammes par le carré de la taille en mètres. Les jeunes qui ont participé à l'enquête ont été classés comme faisant de l'embonpoint ou comme étant obèses d'après les seuils d'IMC selon l'âge et le sexe établis par Cole *et al.*<sup>5</sup>

Âge (années)	Embonpoint si l'IMC est égal ou supérieur à :		Obèse si l'IMC est égal ou supérieur à :	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles
12,0	21,22	21,68	26,02	26,67
12,5	21,56	22,14	26,43	27,24
13,0	21,91	22,58	26,84	27,76
13,5	22,27	22,98	27,25	28,20
14,0	22,62	23,34	27,63	28,57
14,5	22,96	23,66	27,98	28,87
15,0	23,29	23,94	28,30	29,11
15,5	23,60	24,17	28,60	29,29
16,0	23,90	24,37	28,88	29,43
16,5	24,19	24,54	29,14	29,56
17,0	24,46	24,70	29,41	29,69
17,5	24,73	24,85	29,70	29,84
18 et plus	25,00	25,00	30,00	30,00

Le point de milieu d'année (p. ex., 12,5 pour les jeunes de 12 ans) a été choisi comme valeur de l'âge. Par conséquent, les jeunes de même âge et de même sexe dont l'IMC était compris entre les courbes des 85<sup>e</sup> et 95<sup>e</sup> centiles modélisées selon Cole *et al.*<sup>5</sup> ont été définis comme faisant de l'embonpoint. De même, les jeunes dont l'IMC était égal ou supérieur au 95<sup>e</sup> percentile pour le groupe âge-sexe considéré ont été classés comme étant obèses. Par exemple, une fille de 13 ans mesurant 160 cm (5 pieds, 3 pouces) serait considérée comme étant obèse si elle pesait 73 kg (161 livres) (IMC = 28,5).

L'autoperception du poids par les jeunes est fondée sur les réponses qu'ils ont fournies à la question : « Considérez-vous que vous : faites de l'embonpoint? êtes trop maigre? êtes à peu près normal(e)? » (voir *Les filles, les garçons et le poids — autoperception et réalité*).

L'IMC du parent déclarant a été calculé par division du poids en kilogrammes par le carré de la taille en mètres. Les parents dont l'IMC étaient égal ou supérieur à 25, mais inférieur à 30, ont été considérés comme faisant de l'embonpoint et ceux dont l'IMC était égal ou supérieur à 30, comme étant obèses.

Le niveau d'activité durant les loisirs a été déterminé d'après les réponses aux questions sur la fréquence et la durée de la participation à diverses activités physiques. Le calcul du niveau global d'activité a été fait en estimant la dépense d'énergie (DE) d'une personne pour chaque activité déclarée. Cette dépense d'énergie a été établie en multipliant le nombre de fois que cette personne s'était adonnée à une activité physique au cours d'une période de 12 mois (période de remémoration de trois mois multipliée par quatre) par la durée moyenne de l'activité, exprimée en minutes, et par la dépense énergétique caractéristique de l'activité (exprimée en kilocalories dépensées par kilo de poids corporel par heure d'activité). La dépense énergétique

quotidienne moyenne pour l'activité a quant à elle été calculée en divisant l'estimation de la dépense annuelle par 365. Le calcul a été fait pour chaque activité entreprise durant les loisirs et les résultats ont été additionnés pour obtenir la dépense énergétique quotidienne moyenne globale. Les personnes dont la DE était inférieure à 1,5 kcal/kg/jour ont été considérées comme étant physiquement inactives, celles dont la DE était comprise entre 1,5 et 2,9 kcal/kg/jour, comme étant moyennement actives, et celles dont la DE était égale ou supérieure à 3,0 kcal/kg/jour, comme étant actives<sup>6</sup>. Cet indice ne tient pas compte de l'activité physique à l'école ni au lieu de travail.

Trois catégories d'usage du tabac ont été considérées pour les jeunes. Ces derniers ont été regroupés selon qu'ils fumaient tous les jours ou qu'ils fumaient à l'occasion, car le nombre de fumeurs occasionnels était trop faible pour procéder à une analyse distincte. Les jeunes qui avaient fumé tous les jours ou à l'occasion par le passé, mais qui avaient cessé de le faire, ont été considérés comme étant des anciens fumeurs. Enfin, les non-fumeurs sont ceux qui ont déclaré ne pas fumer et n'avoir jamais fumé de cigarettes. Pour les parents participant à l'enquête, les personnes fumant tous les jours et celles fumant à l'occasion ont été classées séparément, mais les autres catégories restent les mêmes.

La consommation quotidienne de fruits et de légumes est fondée sur le nombre de fois qu'une personne a déclaré boire des jus de fruits ou manger des fruits et des légumes. La quantité consommée n'a toutefois pas été mesurée. Les fréquences calculées ont d'abord été groupées en trois catégories, à savoir moins de cinq fois par jour, de cinq à dix fois et plus de dix fois. Puis, les réponses des jeunes ont été regroupées en deux catégories, à savoir moins de cinq fois par jour et cinq fois par jour ou plus.

Les groupes de revenu du ménage sont fondés sur le nombre de membres du ménage, ainsi que sur le revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 2000-2001 :

Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 à 4	Moins de 10 000 \$
	5 ou plus	Moins de 15 000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2	10 000 \$ à 14 999 \$
	3 ou 4	10 000 \$ à 19 999 \$
	5 ou plus	15 000 \$ à 29 999 \$
Moyen	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyen-supérieur	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$
	5 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Supérieur	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 ou plus	80 000 \$ et plus

Pour le modèle de régression logistique, le revenu du ménage a été regroupé en trois catégories : revenu faible (comprend les revenus inférieur et moyen-inférieur), revenu moyen et revenu élevé (comprend les revenus moyen-supérieur et supérieur).

De surcroît, les enfants qui font de l'embonpoint ont tendance à continuer d'en faire à l'âge adulte<sup>7</sup>. Enfin, les répercussions de l'obésité juvénile sur la santé ont été bien décrites.

Ainsi, l'obésité juvénile a été associée à des maladies chroniques et parfois mortelles, comme le diabète et la maladie cardiaque<sup>7,8</sup>. En fait, un indice de masse corporelle élevé à l'adolescence s'est révélé être un prédicteur du décès prématuré à l'âge adulte<sup>9</sup>.

Selon certaines études, l'obésité parentale est un facteur de risque d'obésité chez les enfants<sup>10-12</sup>; par conséquent, il est important d'examiner le lien entre les comportements ayant un effet sur la santé observés chez les parents et ceux de leur progéniture. Les comportements prédicteurs de l'obésité pourraient prédominer dans certains ménages. À cet égard, les travaux de quelques chercheurs témoignent d'une corrélation parent-enfant pour un éventail de comportements, y compris le régime alimentaire et l'exercice<sup>13-15</sup>.

La présente analyse s'appuie sur un sous-ensemble de données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001. Ces données permettent d'examiner la relation entre le poids des adolescents, d'une part, et celui de leurs parents, ainsi que d'autres caractéristiques et comportements influant sur la santé observés tant chez les parents que chez les adolescents, d'autre part, puis, de déterminer quels facteurs sont associés à l'obésité juvénile (voir *Définitions, Méthodologie et Limites*). Les études antérieures ont été critiquées parce qu'elles se fondaient sur les comportements parentaux tels que perçus par les enfants ou sur les comportements des enfants tels que déclarés par les parents<sup>15</sup>. La présente analyse, quant à elle, s'appuie sur deux déclarations indépendantes, l'une recueillie directement auprès d'un jeune de 12 à 19 ans, et l'autre, auprès de l'un de ses parents. Les deux sujets vivaient dans le même ménage au moment de l'entrevue de l'ESCC. La grande taille de l'échantillon national permet de procéder à une analyse selon le sexe.

### **L'excès de poids est plus courant chez les garçons**

Parmi le sous-échantillon de jeunes de 12 à 19 ans visés par l'analyse, près de 5 % ont été jugés obèses en 2000-2001. La proportion de garçons dans cette situation (6 %) était environ deux fois plus forte que la proportion de filles (3 %) (tableau 1). En outre, presque 17 % des garçons et 10 % des filles de ce groupe d'âge faisaient de l'embonpoint. Chez les garçons, la prévalence de l'embonpoint était plus forte

parmi le groupe des 12 à 15 ans que parmi celui des 16 à 19 ans. Toutefois, les différences entre les garçons et les filles ne correspondaient pas nécessairement à leurs perceptions. Par exemple, les filles étaient plus susceptibles de penser à tort qu'elles faisaient de l'embonpoint, tandis que les garçons étaient plus susceptibles d'avoir l'impression d'être trop maigres (voir *Les filles, les garçons et le poids – autoperception et réalité*).

### **Facteurs liés à l'embonpoint ou à l'obésité**

Comme en témoignent certaines études antérieures, la présente analyse révèle des associations entre le poids des jeunes et celui de leurs parents. Les adolescents qui vivaient avec un parent obèse étaient plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses que ceux dont le parent sélectionné pour participer à l'enquête avait un indice de masse corporelle (IMC) compris dans la fourchette correspondant à un poids normal ou insuffisant (tableau 1, graphique 1).

L'excès de poids chez les parents est un déterminant important de l'excès de poids chez les jeunes des deux sexes (tableau 1). En tout, 18 % des filles ayant un parent obèse faisaient de l'embonpoint et 10 % étaient obèses. La situation est comparable pour les garçons : environ 22 % de ceux dont le parent ayant participé à l'enquête était obèse faisaient de l'embonpoint et 12 % étaient obèses. En revanche, aussi bien chez les garçons que chez les filles, l'obésité et l'embonpoint sont nettement moins fréquents pour ceux et celles qui vivent avec un parent considéré comme ayant un poids insuffisant ou normal, voire comme faisant de l'embonpoint (graphique 1). D'autres associations se dégagent entre les parents et les jeunes, en ce qui concerne non seulement le poids, mais aussi l'activité physique, l'usage du tabac et les habitudes alimentaires, c'est-à-dire un ensemble de facteurs de risque qui, selon d'autres chercheurs, devraient être examinés conjointement lors de l'étude de l'obésité juvénile<sup>16-18</sup>. Dans la présente analyse, les jeunes de 12 à 19 ans dont le parent ayant participé à l'enquête, ou parent déclarant, était inactif durant ses loisirs, fumait ou consommait des fruits et des légumes moins de cinq fois par jour étaient susceptibles de déclarer, eux aussi, ces comportements (graphiques 2 à 4).

Une légère différence se dégage entre les garçons et les filles en ce qui concerne l'activité durant les loisirs (graphique 2). La proportion de garçons ayant déclaré être actifs est la même pour les ménages où le parent déclarant était actif (62 %) que pour ceux où il était moyennement actif (58 %). Il n'en est pas ainsi

Tableau 1

Prévalence de l'embonpoint et de l'obésité, selon le sexe et certaines caractéristiques, population de 12 à 19 ans dans les ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001

	Filles						Garçons					
	Embonpoint			Obésité			Embonpoint			Obésité		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
	milliers	%		milliers	%		milliers	%		milliers	%	
<b>Total</b>	<b>529</b>	<b>81</b>	<b>10<sup>‡</sup></b>	<b>162</b>	<b>26</b>	<b>3<sup>‡</sup></b>	<b>904</b>	<b>148</b>	<b>17</b>	<b>326</b>	<b>52</b>	<b>6</b>
<b>Groupe d'âge</b>												
12 à 15 ans	301	44	10	81	14	3	485	85	18*	153	26	6
16 à 19 ans <sup>†</sup>	228	36	10	81	12	3	419	63	15	173	26	6
<b>IMC du parent déclarant</b>												
Obèse	163	24	18**	79	14	10**	224	32	22**	113	17	12**
Non obèse <sup>†</sup>	356	55	8	78	11 <sup>E1</sup>	2 <sup>E1</sup>	655	111	15	200	33	5
<b>Activité durant les loisirs</b>												
Inactif(ve)	184	28	11*	69	10	4**	176	28	16	91	13	7*
Moyennement actif(ve)	130	22	11*	39	5 <sup>E1</sup>	3 <sup>E1</sup>	167	25	14	66	13 <sup>E1</sup>	8*
Actif(ve) <sup>†</sup>	145	20	7	35	6 <sup>E2</sup>	2 <sup>E2</sup>	407	66	17	121	17	5
<b>Catégorie d'usage du tabac</b>												
Tous les jours/à l'occasion	79	13	11	24	3 <sup>E2</sup>	3 <sup>E2</sup>	144	22	18	55	8 <sup>E1</sup>	6
Ancien(ne) fumeur(euse)	91	11	10	34	6 <sup>E1</sup>	5 <sup>E1</sup>	133	18	15	48	8 <sup>E1</sup>	6 <sup>E1</sup>
N'a jamais fumé <sup>†</sup>	357	56	10	103	16	3	621	107	17	222	36	6
<b>Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes</b>												
Moins de 5 fois	305	44	10*	101	17	4	541	86	16	214	31	6
5 à 10 fois	179	28	9	54	8 <sup>E1</sup>	3 <sup>E1</sup>	302	50	16	94	17	6
Plus de 10 fois <sup>†</sup>	41	8 <sup>E1</sup>	17 <sup>E1</sup>	6	F	F	53	11 <sup>E1</sup>	23 <sup>E1</sup>	15	2 <sup>E2</sup>	F
<b>Activité du parent déclarant durant les loisirs</b>												
Inactif(ve)	289	44	10	105	17	4	474	78	17	187	32	7
Moyennement actif(ve)	121	18	10	25	4 <sup>E2</sup>	2 <sup>E2</sup>	220	34	17	63	8	4
Actif(ve) <sup>†</sup>	85	12	9	22	3 <sup>E2</sup>	2 <sup>E2</sup>	134	22	15	51	9 <sup>E1</sup>	6 <sup>E1</sup>
<b>Catégorie d'usage du tabac du parent déclarant</b>												
Tous les jours	142	19	10	67	9	5	230	34	17	106	16	7
À l'occasion	22	3 <sup>E2</sup>	9 <sup>E2</sup>	6	F	F	32	6 <sup>E1</sup>	19 <sup>E1</sup>	15	F	F
Ancien(ne) fumeur(euse)	223	35	10	56	8 <sup>E1</sup>	2 <sup>E1</sup>	420	66	17	128	19	5
N'a jamais fumé <sup>†</sup>	142	24	11	33	8 <sup>E2</sup>	3 <sup>E1</sup>	222	42	17	76	14	5
<b>Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes du parent déclarant</b>												
Moins de 5 fois	361	53	11	110	16	3	620	98	17	215	33	6
5 à 10 fois	147	24	9	47	9 <sup>E1</sup>	3 <sup>E1</sup>	249	44	16	103	18	7
Plus de 10 fois <sup>†</sup>	18	3 <sup>E2</sup>	F	5	F	F	28	5 <sup>E1</sup>	16 <sup>E2</sup>	6	F	F
<b>Revenu du ménage</b>												
Inférieur/moyen-inférieur	44	7 <sup>E1</sup>	10 <sup>E1</sup>	18	F	F	76	13	16	35	6 <sup>E2</sup>	8 <sup>E2</sup>
Moyen	115	16	10	45	8 <sup>E1</sup>	5 <sup>E1</sup>	175	26	15	71	11 <sup>E1</sup>	7 <sup>E1</sup>
Moyen-supérieur/supérieur <sup>†</sup>	344	54	10	95	15	3	597	99	17	202	32	6

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

Nota : Fondé sur un échantillon de 4 803 filles et 4 982 garçons (voir le tableau A en annexe).

† Catégorie de référence.

‡ Pour le total, valeur significativement différente de celle observée pour les garçons ( $p < 0,01$ ).

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.

\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence ( $p < 0,05$ ).

\*\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence ( $p < 0,01$ ).

pour les filles, qui ont dit être moins actives même lorsque le parent déclarant était moyennement actif. Or, si les enfants imitent le niveau d'activité physique de leurs parents, l'exemple parental pourrait avoir

davantage d'influence chez les filles que chez les garçons.

Les jeunes les plus susceptibles de fumer, que ce soit tous les jours ou à l'occasion, vivaient dans des

## Les filles, les garçons et le poids— autoperception et réalité

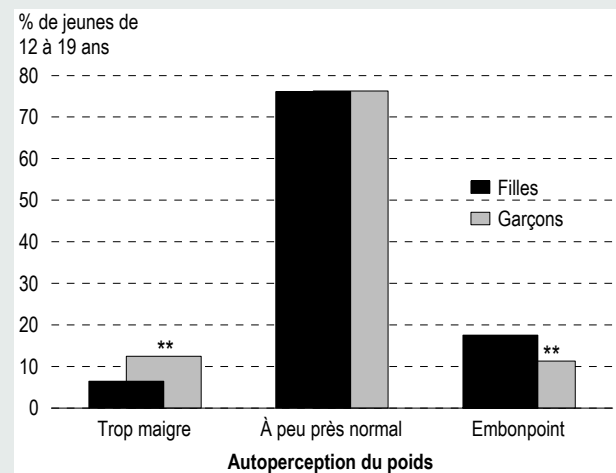
Selon l'ESCC de 2000-2001, environ les trois quarts (76 %) des garçons et des filles de 12 à 19 ans pensaient que leur poids était « à peu près normal » (graphique). Les garçons étaient plus susceptibles que les filles de se juger trop maigres (12 % contre 6 % des filles), tandis qu'une plus forte proportion de filles que de garçons estimaient faire de l'embonpoint.

Pourtant, en comparant l'évaluation subjective des adolescents à leur indice de masse corporelle (IMC) réel, on s'aperçoit que leurs perceptions ne correspondent pas nécessairement à la réalité (tous les écarts entre les garçons et les filles sont significatifs;  $p < 0,05$ ).

Les filles sont plus susceptibles que les garçons de penser, à tort, qu'elles font de l'embonpoint (tableau). Un peu plus de la moitié (53 %) de celles qui croyaient faire de l'embonpoint ne manifestaient, d'après leur IMC, ni obésité ni embonpoint. Par contre, la proportion de garçons qui estimaient faire de l'embonpoint alors qu'ils n'en faisaient pas et n'étaient pas obèses non plus était de 22 %. Ces résultats sont, dans l'ensemble, sensiblement comparables à ceux publiés ailleurs sur l'autoperception du poids chez les adolescents<sup>19</sup>. Parmi les jeunes qui pensaient être « à peu près normal » ou « trop maigre », seulement 6 % de filles, comparativement à 16 % de garçons, avaient un IMC les classant dans la catégorie des jeunes faisant de l'embonpoint.

Ces résultats donnent lieu de s'inquiéter. Un lien a en effet été établi entre la décision de faire un régime amaigrissant et la probabilité que l'adolescent estime faire de l'embonpoint, que ce

**Autoperception du poids, selon le sexe, population de 12 à 19 ans dans les ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001**



**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

\*\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante pour les filles ( $p < 0,01$ , corrigée pour les comparaisons multiples).

soit effectivement le cas ou non<sup>19</sup>. Ainsi, ces jeunes, surtout des jeunes filles qui ont en fait un poids santé, pourraient adopter de mauvaises habitudes alimentaires.

**Indice de masse corporelle (IMC) des jeunes selon le sexe et l'autoperception du poids, population de 12 à 19 ans dans les ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001**

	IMC - Filles				IMC - Garçons				
	Obèse/embonpoint		Poids normal/insuffisant		Obèse/embonpoint		Poids normal/insuffisant		
	Taille de l'échantillon	Population estimée	Taille de l'échantillon	Population estimée	Taille de l'échantillon	Population estimée	Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%
<b>Autoperception du poids</b>									
Embonpoint†	441	66	47	405	74	53	497	77	78
À peu près normal/trop maigre	248	40	6*	3 520	626	94*	731	122	16*
								3 522	657
									84*

**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

**Nota :** Fondé sur un échantillon de 4 803 filles et 4 982 garçons (voir le tableau A en annexe).

† Catégorie de référence.

\* Valeur significativement différente de celle observée pour l'autoperception de l'embonpoint ( $p < 0,05$ ).

## Méthodologie

### Source des données

La présente analyse se fonde sur un sous-ensemble de données provenant du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 réalisée par Statistique Canada. L'ESCC est conçue pour recueillir des données transversales sur la santé de la population canadienne tous les deux ans. La collecte des données du cycle 1.1 a débuté en septembre 2000 et s'est poursuivie pendant 14 mois. L'échantillon sur lequel porte la présente analyse représente la population à domicile de 12 à 19 ans de toutes les provinces et tous les territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ESCC sont décrits de façon plus détaillée dans un rapport déjà publié<sup>20</sup>.

La principale base de sondage utilisée pour l'ESCC est la base aréolaire conçue pour l'Enquête sur la population active. Les logements ont été sélectionnés dans la base aréolaire selon un plan d'échantillonnage en grappes stratifié à plusieurs degrés. La liste des logements a ensuite été dressée, liste de laquelle un échantillon a été tiré. La majorité (83 %) des ménages échantillonnés occupaient un logement figurant dans la base aréolaire. Enfin, des membres des ménages ainsi échantillonnés ont été sélectionnés au hasard en vue de leur participation à une interview sur place. Dans certaines régions, on a recouru à la méthode de composition aléatoire ou à l'utilisation d'une liste de numéros de téléphone pour sélectionner les 17 % restants de l'échantillon qui ont été interviewés par téléphone.

Dans 82 % environ des ménages échantillonnés à partir de la base aréolaire, une personne a été sélectionnée au hasard; dans les autres ménages, deux personnes ont ainsi été sélectionnées. Dans les ménages échantillonnés à partir des bases de sondage téléphonique, seule une personne a été sélectionnée au hasard. Pour la base de sondage combinée, le taux de réponse a été de 84,7 %, ce qui représente un échantillon de 131 535 personnes. En tout, 6,3 % des entrevues ont été réalisées par procuration.

Pour les besoins de la présente analyse, l'échantillon de ménages obtenu d'après la base de sondage de l'ESCC a servi à établir un sous-échantillon de ménages pour lesquels deux personnes ont été sélectionnées au hasard pour participer à l'entrevue. Ce sous-échantillon représente environ 15 % de l'échantillon total. Pour ce sous-échantillon, l'analyse tient compte des jeunes de 12 à 19 ans pour lesquels il était établi 1) qu'ils vivaient avec un de leurs parents ou les deux et 2) que la seconde personne qui a participé à l'enquête était l'un des parents, avec ou sans conjoint(e), vivant avec un ou plusieurs enfants. Ces renseignements ont été tirés de la liste des membres du ménage établie au début des entrevues. Ont été exclus de l'analyse 188 jeunes pour lesquels la différence d'âge avec le parent qui a participé à l'enquête était inférieure à 18 années ou supérieure à 45 années. Dans ces cas, il a été supposé que le ménage comptait peut-être plus d'une famille (p. ex., un jeune et une personne non apparentée ayant son propre enfant vivant dans le même ménage), ou qu'il représentait une certaine forme de famille étendue (p. ex., sélection d'un jeune et d'un grand-parent pour participer à l'enquête, alors que le parent du jeune, vivant aussi dans le ménage, n'avait pas été sélectionné). Pour le sous-échantillon de jeunes retenus pour l'analyse, les réponses du parent ont été appariées au fichier de réponses du jeune au moyen de l'identificateur unique du ménage. L'échantillon final comprend 9 785 personnes de 12 à 19 ans, soit 4 803 filles et 4 982 garçons (tableau A en annexe). Dans le sous-échantillon de l'ESCC, le taux de réponse par procuration pour les jeunes et pour le parent déclarant sont de 13 % et de 7 %, respectivement.

### Techniques d'analyse

Des totalisations croisées ont permis d'estimer la prévalence de diverses caractéristiques et divers comportements influant sur la santé tels que déclarés indépendamment par un adolescent et l'un de ses parents vivant dans le même ménage. Les proportions ont été calculées en se servant des poids d'échantillonnage de l'ESCC, afin de pouvoir généraliser les résultats à l'ensemble de la population de ménages.

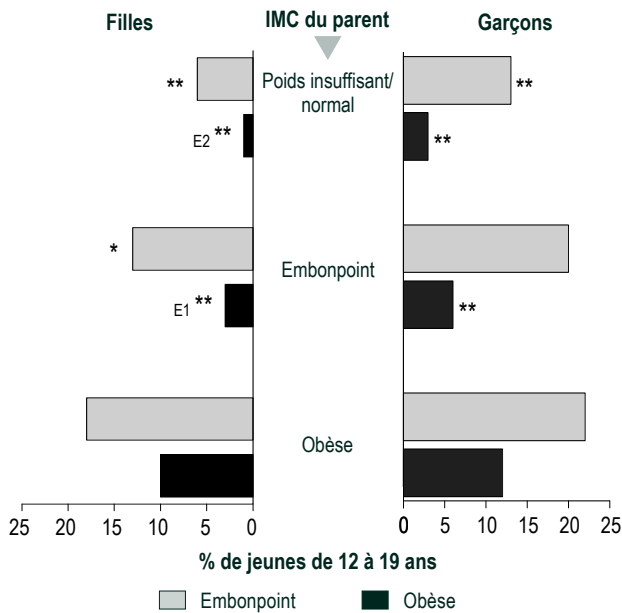
La régression logistique multiple a servi à modéliser les associations entre l'obésité juvénile et certaines caractéristiques ainsi que certains comportements influant sur la santé de l'adolescent et du parent déclarant, le tout en tenant compte de l'effet de l'âge de l'adolescent et du revenu du ménage. L'obésité a été retenue comme variable dépendante parce que certaines études indiquent clairement qu'elle est un facteur de mauvaise santé. En outre, comme l'IMC a été calculé d'après des mesures autodéclarées plutôt que des mesures physiques directes (voir *Limites*), le choix d'une valeur d'IMC plus extrême (obèse) a été considéré comme un point de départ prudent dans l'étude des facteurs associés au poids chez les jeunes. Sans correction pour tenir compte du niveau d'activité physique et de la catégorie d'usage du tabac du parent, les rapports de cotes pour l'âge et l'activité physique chez les garçons ne sont pas significatifs (données non présentées). Il en est de même si seule la variable d'activité physique du parent est introduite dans le modèle. Cependant, l'ajout du comportement à l'égard de l'usage du tabac du parent est déclarant révèle les effets observés ici chez les garçons. Pour minimiser le nombre de cas supprimés, l'activité physique du parent a été exclue du modèle, au profit de l'inclusion de son comportement à l'égard du tabac.

L'analyse tient aussi compte du sexe du parent déclarant, car, selon des études antérieures, les associations entre l'obésité et les comportements des parents et de l'enfant peuvent varier selon le sexe du parent et de l'enfant<sup>11,13,21</sup>. Dans le sous-ensemble de données de l'ESCC analysé, 55 % des parents sélectionnés pour participer à l'entrevue étaient des mères et 45 %, des pères. La répartition était comparable pour les garçons et les filles, ce qui signifie que pour plus de la moitié (56 %) des filles, c'est la mère qui a participé à l'enquête et pour 46 % des garçons, c'est le père (données non présentées). Le modèle préliminaire contenait une variable d'interaction fondée sur le sexe et la situation du parent quant à l'obésité, mais l'effet n'était pas significatif. Comme les études réalisées au Canada indiquent une association entre le statut socioéconomique et l'indice de masse corporelle<sup>22,23</sup>, la variable du revenu du ménage a été ajoutée au modèle. L'analyse a été réalisée séparément pour les garçons et les filles afin d'examiner toute association entre l'obésité et d'autres facteurs qui pourraient dépendre du sexe.

Excepté l'âge, qui est une variable continue, les variables dépendante et explicatives incluses dans les modèles de régression sont dichotomiques. La variable dépendante est, par définition, un indice de masse corporelle correspondant à la catégorie « obèse », comparativement aux catégories poids insuffisant, poids normal et bonpoint. L'obésité juvénile, en tant que résultat, a été examinée en fonction des variables indépendantes suivantes : âge, niveau d'activité durant les loisirs, usage du tabac, consommation quotidienne de fruits et de légumes, catégorie d'usage du tabac et IMC du parent déclarant, ainsi que groupe de revenu du ménage. L'influence exercée par les parents sur les adolescents peut varier selon le sexe de l'enfant et du parent. Par conséquent, une variable indiquant si le parent déclarant était de même sexe que l'enfant ou de sexe opposé a également été incluse dans l'analyse multivariée.

Les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode de *bootstrap* afin de tenir compte des effets du plan de sondage<sup>24-26</sup>. Le niveau de signification a été fixé à  $p < 0,05$ . Pour les tests de signification des différences entre deux estimations, une correction a été faite pour tenir compte des comparaisons multiples.

Graphique 1  
Jeunes faisant de l'embonpoint ou obèses, selon le sexe et l'IMC du parent, population de 12 à 19 ans des ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001

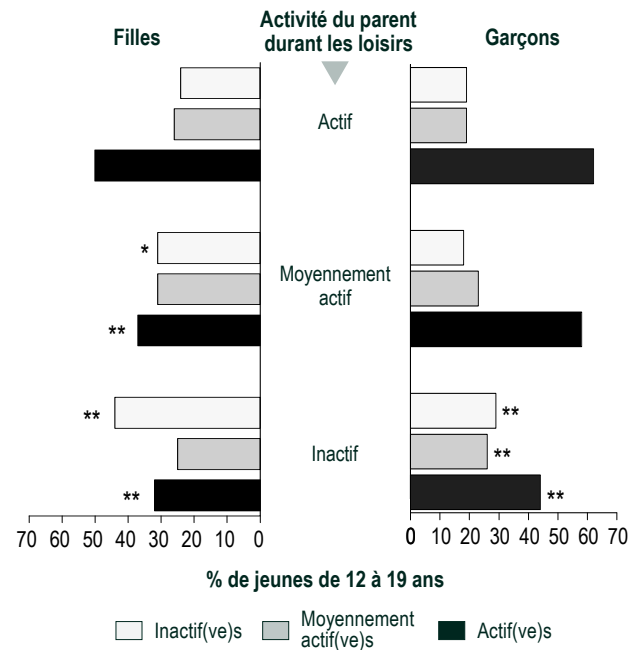


**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001  
 \* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent est obèse ( $p < 0,05$ , corrigée pour les comparaisons multiples).  
 \*\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent est obèse ( $p < 0,01$ , corrigée pour les comparaisons multiples).  
 E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.  
 E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

foyers où le parent déclarant fumait tous les jours (graphique 3). Par ailleurs, la proportion la plus élevée d'adolescents n'ayant jamais fumé s'observe parmi le groupe dont le parent déclarant n'avait jamais fumé. Tout cela permet donc de mettre en doute la notion selon laquelle les parents ne peuvent pas faire grand-chose pour éviter que leurs adolescents soient victimes d'influences externes qui les incitent à commencer à fumer<sup>27</sup>.

Comme ce sont souvent les parents qui préparent les repas familiaux, il n'est pas étonnant que les habitudes alimentaires des adolescents reflètent celles du parent déclarant. Par exemple, les adolescents dont le parent consomme des fruits et des légumes au moins cinq fois par jour sont plus susceptibles d'en faire autant (graphique 4).

Graphique 2  
Activité des jeunes durant les loisirs, selon le sexe et l'activité du parent durant les loisirs, population de 12 à 19 ans dans les ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001



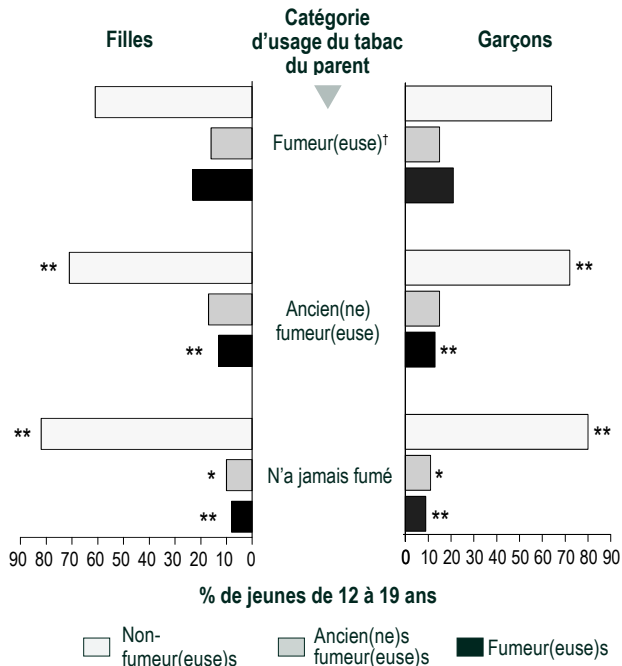
**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001  
 \* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent est actif ( $p < 0,05$ , corrigée pour les comparaisons multiples).  
 \*\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent est actif ( $p < 0,01$ , corrigée pour les comparaisons multiples).

### Forte association entre l'obésité des parents et celle des enfants

Pour arriver, en dernière analyse, à préciser les facteurs de risque de l'obésité juvénile, il faut examiner les caractéristiques des adolescents ainsi que celles de leurs parents. À cet égard, la présente analyse tient compte des facteurs suivants : l'âge, le niveau d'activité durant les loisirs, la catégorie d'usage du tabac et la consommation quotidienne de fruits et de légumes des jeunes, ainsi que la catégorie d'usage du tabac, l'IMC et le sexe du parent répondant, et le revenu du ménage (voir *Méthodologie*).

À l'instar d'études antérieures<sup>10-12</sup>, l'analyse révèle une forte association entre l'obésité parentale et l'obésité des jeunes. Aussi bien pour les garçons que pour les filles, la cote exprimant le risque d'être obèse

Graphique 3  
**Catégorie d'usage du tabac des jeunes, selon le sexe et la catégorie d'usage du tabac du parent, population de 12 à 19 ans dans les ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001**



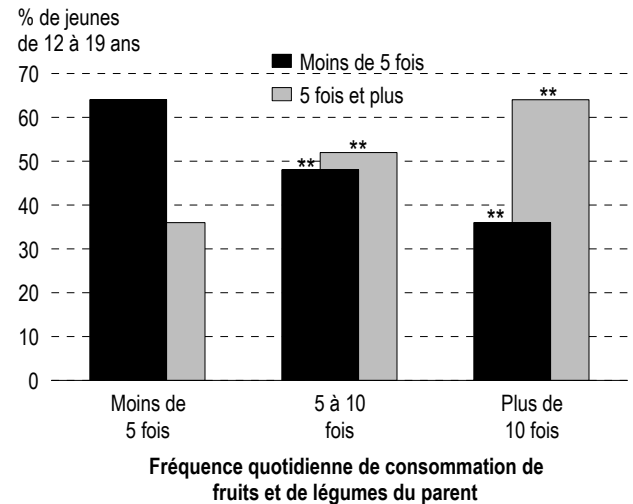
**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

† Personnes qui fument tous les jours ou à l'occasion.  
 \* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent fume ( $p < 0,05$ , corrigée pour les comparaisons multiples).  
 \*\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent fume ( $p < 0,01$ , corrigée pour les comparaisons multiples).

est plus élevée si le parent déclarant était obèse que s'il ne l'était pas : presque six fois plus élevée pour les filles et trois fois plus élevée pour les garçons (tableau 2).

Dans la présente analyse, les pères ayant participé à l'enquête étaient plus susceptibles d'être obèses que les mères y ayant aussi participé (19 % contre 15 %); toutefois, une analyse plus poussée a révélé que les mères obèses sont aussi susceptibles que les pères dans la même situation d'avoir un enfant obèse (données non présentées). Et, plus précisément, dans les ménages où le père est obèse, le taux d'obésité est le même pour les garçons que pour les filles. Il semble donc que, même si les pères visés par l'étude étaient plus susceptibles d'être obèses que les mères, il n'existe aucune association entre le sexe et l'IMC du parent, d'une part, et le sexe et l'IMC de l'enfant, d'autre part.

Graphique 4  
**Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes des jeunes, selon la fréquence quotidienne de consommation du parent, population de 12 à 19 ans dans les ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001**



**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

\*\* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent consomme des fruits et des légumes moins de 5 fois par jour ( $p < 0,01$ , corrigée pour les comparaisons multiples).

Le niveau d'activité durant les loisirs n'est pas associé à l'obésité chez les filles, mais la cote exprimant le risque d'être obèse est plus élevée pour les garçons moyennement actifs ou inactifs (1,63 et 1,55) que pour ceux qui sont actifs. Comme la prévalence de l'obésité était plus faible chez les filles que chez les garçons, toute association entre l'exercice physique et le poids chez les premières pourrait être trop faible pour être décelée.

D'autres chercheurs ont observé une association négative entre l'activité physique et l'embonpoint ou l'obésité chez les hommes ainsi que chez les femmes<sup>21</sup>. Il se pourrait aussi que les filles aient tendance à contrôler leur poids en mangeant moins plutôt qu'en faisant de l'exercice<sup>28</sup>, si bien que leur poids ne varie peut-être pas systématiquement en fonction du niveau d'activité physique.

Chez les garçons, mais non chez les filles, il existe une association manifeste entre l'excès de poids et l'âge; chez les premiers, la cote exprimant le risque d'être obèse augmente de 11 % pour chaque année d'âge supplémentaire. En outre, la cote exprimant le

**Tableau 2**  
**Rapports corrigés de cotes pour l'obésité, selon le sexe et certaines caractéristiques du jeune et du parent, population de 12 à 19 ans dans les ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001**

	Filles		Garçons	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance à 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance à 95 %
<b>Âge (variable continue)</b>	0,98	0,86- 1,11	1,11*	1,00- 1,22
<b>IMC du parent déclarant</b>				
Obèse	5,94**	3,54- 9,95	2,88**	1,96- 4,22
Non obèse†	1,00	...	1,00	...
<b>Activité durant les loisirs</b>				
Inactif(ve)	1,89	0,96- 3,72	1,55*	1,00- 2,41
Moyennement actif(ve)	1,26	0,63- 2,53	1,63*	1,05- 2,52
Actif(ve)†	1,00	...	1,00	...
<b>Catégorie d'usage du tabac</b>				
Tous les jours/à l'occasion	0,89	0,43- 1,86	0,63	0,38- 1,05
Ancien(ne) fumeur(euse)	1,91*	1,06- 3,45	1,08	0,63- 1,84
Non-fumeur(euse)†	1,00	...	1,00	...
<b>Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes</b>				
Moins de 5 fois	1,27	0,77- 2,10	1,02	0,70- 1,48
5 fois et plus†	1,00	...	1,00	...
<b>Catégorie d'usage du tabac du parent déclarant</b>				
Fume tous les jours	1,55	0,76- 3,16	1,61*	1,01- 2,58
Fume à l'occasion	1,12	0,37- 3,40	1,92	0,62- 5,90
Ancien(ne) fumeur(euse)	0,55	0,28- 1,09	0,95	0,59- 1,54
Non-fumeur(euse)†	1,00	...	1,00	...
<b>Revenu du ménage</b>				
Inférieur/moyen-inférieur	1,00	0,44- 2,28	1,01	0,58- 1,76
Moyen	1,35	0,70- 2,63	1,18	0,75- 1,86
Moyen-supérieur/supérieur†	1,00	...	1,00	...

**Source des données :** Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

**Nota :** Fondé sur un échantillon de 3 796 filles et 3 842 garçons pour lesquels aucune valeur ne manquait pour aucune des variables incluses. Les variables de contrôle pour le sexe du parent déclarant sont « de même sexe que l'adolescent » ou « de sexe opposé » (données non présentées dans le tableau). Les chiffres ayant été arrondis, les intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,00 sont significatifs.

† Catégorie de référence.

\*  $p < 0,05$ .

\*\*  $p < 0,01$ .

... Nombre infime.

risque d'être obèse est 1,6 fois plus élevée pour les garçons dont le parent déclarant fumait tous les jours que pour ceux dont le parent n'avait jamais fumé. Quoique comparables, les résultats chez les filles ne sont pas statistiquement significatifs. Une analyse plus approfondie montre que, si les parents fumant tous

les jours n'étaient pas plus susceptibles que les autres d'être obèses, leur taux d'activité physique était plus faible que celui des parents qui avaient cessé de fumer ou qui n'avaient jamais fumé (données non présentées).

Chez les filles, la cote exprimant le risque d'être obèse est près de deux fois plus élevée pour celles qui avaient cessé de fumer que pour celles qui n'avaient jamais fumé. Par contre, aucune association comparable ne s'observe entre le renoncement au tabac et l'obésité chez les garçons. Des études antérieures chez les adultes ont donné des résultats semblables en ce qui concerne l'IMC chez les anciens fumeurs<sup>22,29</sup>. Certaines données laissent entendre que, chez les femmes adultes, le renoncement au tabac peut déclencher des changements métaboliques qui contribuent au gain de poids<sup>30</sup>. Toutefois, dans le cadre de la présente analyse, il est impossible de déterminer si l'obésité a précédé ou suivi le renoncement au tabac. Il se pourrait que des facteurs liés à l'usage du tabac, comme le régime alimentaire et l'inactivité, soient la cause de l'augmentation du poids et que le renoncement au tabac ait eu lieu par après. D'autres auteurs ont décrit une association entre le régime alimentaire et l'usage du tabac en vue de contrôler le poids chez les adolescentes<sup>19</sup>, mais ce comportement à l'égard du tabac s'est avéré être lié à une autoperception du poids plutôt qu'à l'IMC réel<sup>16</sup>.

### Mot de la fin

La présente analyse de données autodéclarées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 indique que vivre sous le même toit qu'un parent obèse est un facteur fortement associé à l'obésité juvénile. D'autres similarités entre les adultes et les jeunes qui cohabitent sont évidentes. Un lien existe entre l'activité physique, la catégorie d'usage du tabac et les habitudes alimentaires des garçons et des filles de 12 à 19 ans et celles d'un de leurs parents.

Plus de la moitié (52 %) des parents qui ont participé à l'étude faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses, ce qui est de mauvais augure pour la santé de leurs enfants, qui pourraient courir le risque de devenir obèses, diabétiques ou cardiaques.

Les données transversales de l'ESCC ne permettent de faire aucune inférence causale. Cependant, les résultats de l'analyse étayaient l'allégation selon laquelle les parents pourraient donner à leurs enfants des exemples de comportement susceptibles d'influer sur leur santé et de jouer un rôle dans la manifestation ou la prévention

## Limites

La présente analyse se fonde sur des données recueillies indépendamment auprès d'un adolescent âgé de 12 à 19 ans et auprès d'un de ses parents vivant dans un même ménage au moment de l'enquête. Par conséquent, elle est limitée aux liens entre les comportements de l'adolescent et ceux du parent déclarant. Comme l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est transversale, aucune conclusion ne peut être tirée quant aux relations temporelles ou causales entre les comportements déclarés ou entre ces comportements et l'obésité.

La formulation de l'analyse repose sur la théorie de l'apprentissage social et sur les hypothèses sous-jacentes concernant les comportements modélisés<sup>31</sup>. Cependant, comme l'ESCC ne fournit aucun renseignement sur la durée ni sur la stabilité de la relation parent-enfant, ces deux facteurs n'ont pu être inclus dans l'analyse.

Les associations entre les comportements du parent et ceux de l'adolescent pourraient être sous-estimées. En effet, selon d'autres auteurs, les effets des comportements des deux parents sur les comportements de l'adolescent sont additifs<sup>13</sup>. Malheureusement, l'ESCC ne fournit pas de renseignements sur les comportements du second parent ou d'un autre adulte en matière de santé qui pourraient exercer une influence sur l'adolescent. Ainsi, il se pourrait que le second parent des jeunes fumeurs dont le parent déclarant est non fumeur fume. Bien que certaines études révèlent une corrélation significative entre les comportements des conjoints en ce qui concerne la consommation de drogues, les habitudes alimentaires, l'activité physique et l'IMC<sup>11,13,32</sup>, nul ne peut, sans renseignements supplémentaires, tirer ici de conclusion quant aux comportements de tous les membres du ménage.

Les données autodéclarées sur lesquelles se fonde l'analyse n'ont pas été vérifiées au moyen de mesures directes ou de données recueillies auprès de sources indépendantes et pourraient donc être inexactes. Par exemple, le niveau déclaré d'activité physique pourrait être entaché d'erreurs de remémoration. En outre, aucune source indépendante n'a permis de confirmer si les personnes qui ont déclaré s'adonner à des activités particulières le faisaient

effectivement, ou si elles le faisaient aussi fréquemment et aussi longtemps qu'elles l'ont déclaré. Il se pourrait aussi que les participants à l'enquête aient donné des réponses qu'ils considéraient comme socialement désirables aux questions sur des sujets tels que l'activité physique, l'usage du tabac et le poids. En fait, la taille et le poids autodéclarés donnent généralement lieu à une sous-estimation de la prévalence de l'embonpoint, particulièrement chez les femmes<sup>33</sup>.

L'analyse a pris en considération le fait que la présence d'un parent au moment de l'entrevue aurait pu influencer les réponses de l'adolescent. Toutefois, d'après les données administratives fournies par les intervieweurs, 77 % des jeunes étaient effectivement seuls durant l'entrevue. En outre, dans 91 % des cas où une autre personne était là, l'intervieweur n'a pas eu l'impression que sa présence influençait les réponses de l'adolescent.

Les cas de non-réponse, c'est-à-dire les refus de répondre, les « données manquantes » (pas de réponse fournie) et les réponses « Ne sait pas », ont été exclus de toutes les analyses. Pour toutes les mesures incluses dans la présente analyse, les réponses ont été obtenues directement auprès de la personne sélectionnée pour participer à l'enquête, sauf en ce qui concerne la taille, le poids (évaluation non subjective) et l'usage du tabac, pour lesquels une réponse par procuration pourrait avoir été recueillie auprès d'un autre membre du ménage. Les cas de non-réponse ou de réponse par procuration systématique pourraient fausser les résultats. Ainsi, les estimations de l'usage du tabac chez les jeunes pourraient être biaisées puisque le taux de réponse par procuration pour les jeunes inclus dans le sous-échantillon de l'ESCC utilisé pour la présente analyse est de 13 %.

Des facteurs comme le mode d'éducation adopté par les parents, les trajectoires de développement ou les moyens adoptés par les adolescents pour lutter contre le stress, qui ont été inclus dans d'autres études, n'ont pu être considérés ici, car l'ESCC ne fournit aucune donnée à leur sujet.

de l'obésité juvénile. L'embonpoint ou l'obésité parentale peut être un indicateur précoce du risque d'obésité que courent les enfants et de certaines caractéristiques du mode de vie familial justifiant la prise de mesures de prévention ayant pour cible les familles. ■

## Remerciements

L'auteure tient à remercier Kathryn Wilkins pour son appui et ses conseils.

## Références

1. M.S. Tremblay et J.D. Willms, « Secular trends in the body mass index of Canadian children », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 163(11), 2000, p. 1429-1433; *erratum*, 164(7), 2001, p. 970.
2. B. Swinburn, G. Egger et F. Raza, « Dissecting obesogenic environments: the development and application of a framework for identifying and prioritizing environmental interventions for obesity », *Preventive Medicine*, 29, 1999, p. 563-570.
3. W.H. Dietz, « Health consequences of obesity in youth: childhood predictors of adult disease », *Pediatrics*, 101, 1998, p. 518-525.
4. A. Must et R.S. Strauss, « Risks and consequences of childhood and adolescent obesity », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 23(Supplement 2), 1999, p. S2-S11.
5. T.J. Cole, M.C. Bellizzi, K.M. Flegal et al., « Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey », *British Medical Journal*, 320(7244), 2000, p. 1240-1243.
6. Statistique Canada, Annexe F : Variables dérivées, Enquête nationale sur la santé de la population, *Fichiers de microdonnées à grande diffusion*, 1994-1995 (n° 82F0001XCB au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995, p. 17-20.
7. D.S. Freedman, L.K. Khan, W.H. Dietz et al., « Relationship of childhood obesity to coronary heart disease risk factors in adulthood: the Bogalusa heart study », *Pediatrics*, 108(3), 2001, p. 712-718.
8. D.G. Manuel et S.E. Schultz, « Diabetes health status and risk factors », dans *Diabetes in Ontario. An ICES Practice Atlas*, publié sous la direction de J. Hux, G. Booth, P. Slaughter et al., Toronto, Institut des sciences de l'évaluation clinique, 2003, disponible à : <http://www.ices.on.ca>; site consulté le 23 juillet 2003.
9. A. Engeland, T. Bjørge, A.J. Søgaard et al., « Body mass index in adolescence in relation to total mortality: 32-year follow-up of 227,000 Norwegian boys and girls », *American Journal of Epidemiology*, 157(6), 2003, p. 517-523.
10. C. Maffei, G. Talamini et L. Tato, « Influence of diet, physical activity and parents' obesity on children's adiposity: a four-year longitudinal study », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 22(8), 1998, p. 758-764.
11. V. Burke, L.J. Beilin et D. Dunbar, « Family lifestyle and parental body mass index as predictors of body mass index in Australian children: a longitudinal study », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 25(2), 2001, p. 147-157.
12. M. Fogelholm, O. Nuutinen, M. Pasanen et al., « Parent-child relationship of physical activity patterns and obesity », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 23, 1999, p. 1262-1268.
13. I. Rossow et J. Rise, « Concordance of parental and adolescent health behaviours », *Social Science and Medicine*, 38(9), 1994, p. 1299-1305.
14. A.J. Gillis, « Determinants of health-promoting lifestyles in adolescent females », *Canadian Journal of Nursing Research*, 26(2), 1994, p. 13-28.
15. R.R. Lau, M.J. Quadrel et K.A. Hartman, « Development and change of young adults' preventive health beliefs and behavior: influence from parents and peers », *Journal of Health and Social Behavior*, 31 septembre 1990, p. 240-259.
16. P. Crocker, N. Kowalski, K. Kowalski et al., « Smoking behaviour and dietary restraint in young adolescent women: the role of physical self-perceptions », *La revue canadienne de santé publique*, 92(6), 2001, p. 428-432.
17. A.L. Winter, N.A. de Guia, R. Ferrence et al., « The relationship between body weight perceptions, weight control behaviours and smoking status among adolescents », *La revue canadienne de santé publique*, 93(5), 2002, p. 362-365.
18. R.S. Strauss, « Self-reported weight status and dieting in a cross-sectional sample of young adolescents: National Health and Nutrition Examination Survey III », *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 153 (7), 1999, p. 741-747.
19. B. Cohen, S. Evers, S. Manske et al., « Smoking, physical activity and breakfast consumption among secondary school students in a southwestern Ontario community », *La revue canadienne de santé publique*, 94(1), 2003, p. 41-44.
20. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
21. S.G. Trost, L.M. Kerr, D.S. Ward et al., « Physical activity and determinants of physical activity in obese and non-obese children », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 25, 2001, p. 822-829.
22. J. Gilmore, « L'indice de masse corporelle et la santé », *Rapports sur la santé*, 11(1), 1999, p. 33-47 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
23. J.D. Willms, M.S. Tremblay et P.T. Katzmarzyk, « Geographic and demographic variation in the prevalence of overweight Canadian children », *Obesity Research*, 11(5), 2003, p. 668-673.
24. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
25. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
26. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
27. J.D. Sargent et M. Dalton, « Does parental disapproval of smoking prevent adolescents from becoming established smokers? », *Pediatrics*, 108(6), 2001, p. 1256-1262.
28. M.S. Tremblay et J.D. Willms, « Is the Canadian childhood obesity epidemic related to physical inactivity? », *International Journal of Obesity*, 27(9), 2003, p. 1100-1105.
29. M. Lahti-Koski, P. Pietinen, M. Heliövaara et al., « Associations of body mass index and obesity with physical activity, food choices, alcohol intake, and smoking in the 1982-1997 FINRISK studies », *American Journal of Clinical Nutrition*, 75 (5), 2002, p. 809-817.
30. C.M. Ferrara, M. Kumar, B. Nicklas et al., « Weight gain and adipose tissue metabolism after smoking cessation in women », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 25, 2001, p. 1322-1326.
31. A. Bandura, *Social foundations of thought and action*, Englewood Cliff, NJ, Prentice-Hall, 1986.
32. R.L. Simonen, L. Perusse, T. Rankinen et al., « Familial aggregation of physical activity levels in the Quebec Family Study », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 34(7), 2002, p. 1137-1142.
33. R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109(4), 1995, p. 275-284.

## Annexe

Tableau A

Répartition de certaines caractéristiques, population à domicile de 12 à 19 ans dans les ménages où un jeune et un de ses parents ont participé à l'enquête, Canada, 2000-2001

	Filles			Garçons			Filles			Garçons		
	Taille de l'échantillon		Population estimée	Taille de l'échantillon		Population estimée	Taille de l'échantillon		Population estimée	Taille de l'échantillon		Population estimée
	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%		
<b>Total</b>	<b>4 803</b>	<b>836</b>	<b>100</b>	<b>4 982</b>	<b>899</b>	<b>100</b>						
<b>Âge</b>												
12 ans	660	102	12	705	114	13						
13 ans	675	108	13	699	125	14						
14 ans	656	111	13	644	122	14						
15 ans	677	131	16	630	123	14						
16 ans	651	130	16	660	121	13						
17 ans	592	96	12	604	105	12						
18 ans	498	89	11	550	99	11						
19 ans	394	68	8	490	90	10						
<b>Indice de masse corporelle</b>												
Poids insuffisant à normal	3 933	701	84	3 647	680	76						
Embonpoint	529	81	10	904	148	16						
Obésité	162	26	3	326	52	6						
Données manquantes	179	30	4	105	19	2						
<b>Autoperception du poids</b>												
Trop maigre	256	52	6	605	110	12						
À peu près normal	3 543	618	74	3 685	676	75						
Embonpoint	856	142	17	620	101	11						
Données manquantes	148	24	3	72	12 <sup>E1</sup>	1 <sup>E1</sup>						
<b>Activité durant les loisirs</b>												
Inactif(ve)	1 553	274	33	1 024	186	21						
Moyennement actif(ve)	1 101	197	24	977	182	20						
Actif(ve)	1 623	269	32	2 235	385	43						
Données manquantes	526	96	11	746	146	16						
<b>Catégorie d'usage du tabac</b>												
Tous les jours/à l'occasion	695	120	14	748	128	14						
Ancien(ne) fumeur(euse)	725	119	14	741	125	14						
N'a jamais fumé	3 367	595	71	3 458	641	71						
Données manquantes	16	F	F	35	6 <sup>E1</sup>	1 <sup>E1</sup>						
<b>Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes</b>												
Moins de 5 fois	2 704	458	55	3 067	537	60						
5 à 10 fois	1 818	326	39	1 621	305	34						
Plus de 10 fois	247	47	6	245	47	5						
Données manquantes	34	5 <sup>E1</sup>	1 <sup>E1</sup>	49	10 <sup>E1</sup>	1 <sup>E1</sup>						
<b>Sexe du parent déclarant</b>												
Masculin	2 222	372	44	2 373	416	46						
Féminin	2 581	464	56	2 609	483	54						
<b>IMC du parent déclarant</b>												
Poids insuffisant à normal	2 101	397	48	2 190	421	47						
Embonpoint	1 689	277	33	1 754	310	34						
Obésité	895	142	17	929	151	17						
Données manquantes	118	20	2	109	18	2						
<b>Activité durant les loisirs du parent déclarant</b>												
Inactif(ve)	2 555	459	55	2 605	480	53						
Moyennement actif(ve)	1 098	190	23	1 139	199	22						
Actif(ve)	815	130	16	856	152	17						
Données manquantes	335	57	7	382	68	8						
<b>Catégorie d'usage du tabac du parent déclarant</b>												
Tous les jours	1 172	186	22	1 275	211	24						
À l'occasion	194	36	4	173	32	4						
Ancien(ne) fumeur(euse)	2 184	375	45	2 220	392	44						
N'a jamais fumé	1 244	237	28	1 308	263	29						
Données manquantes	9	F	F	6	F	F						
<b>Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes du parent déclarant</b>												
Moins de 5 fois	3 170	529	63	3 320	588	65						
5 à 10 fois	1 474	276	33	1 490	278	31						
10 fois et plus	136	28	3	137	28	3						
Données manquantes	23	3 <sup>E2</sup>	0 <sup>E2</sup>	35	5 <sup>E1</sup>	1 <sup>E1</sup>						
<b>Revenu du ménage</b>												
Inférieur	106	23	3	113	27	3						
Moyen-inférieur	317	60	7	310	57	6						
Moyen	960	171	20	990	176	20						
Moyen-supérieur	1 763	288	34	1 747	292	32						
Supérieur	1 370	245	29	1 526	298	33						
Données manquantes	287	49	6	296	50	6						

Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas être égale à 100 %.

E1 Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25,0 %.

E2 Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

F Coefficient de variation supérieur à 33,3 %.