



N° 82-003-SIF au catalogue

Rapports sur la santé

Supplément au
volume 14, 2003

La santé de la population canadienne

RAPPORT ANNUEL 2003



Statistique
Canada

Statistics
Canada



Institut canadien
d'information sur la santé
Canadian Institute
for Health information

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-1746).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit n° 82-003-SPF au catalogue est publié annuellement en version imprimée standard et est offert au prix de 22 \$ CA l'exemplaire. Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

États-Unis 6 \$ CA

Autres pays 10 \$ CA

Ce produit est aussi disponible sans frais, sous forme électronique dans le site Web de Statistique Canada, sous le n° 82-003-SIF au catalogue. Les utilisateurs peuvent obtenir un exemplaire en visitant notre site Web à **www.statcan.ca** et en choisissant la rubrique « Produits et services ».

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) **1 800 267-6677**
- Télécopieur (Canada et États-Unis) **1 877 287-4369**
- Courriel **infostats@statcan.ca**
- Poste
Statistique Canada
Division de la diffusion
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne au bureau régional de Statistique Canada le plus près de votre localité ou auprès des agents et libraires autorisés.

Lorsque vous faites part d'un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Numéro spécial, supplément au volume 14, 2003

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2003

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

Décembre 2003

N° 82-003-SPF au catalogue, supplément au volume 14
ISSN 1708-7686

N° 82-003-SIF au catalogue, supplément au volume 14
ISSN 1708-7694

Périodicité : annuelle

Ottawa

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

SIGNES CONVENTIONNELS

Les signes conventionnels suivants sont employés uniformément dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- P préliminaire
- r rectifié
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'« American National Standard for Information Sciences » - « Permanence of Paper for Printed Library Materials », ANSI Z39.48 - 1984.



Grandir en santé?

Rédactrice en chef

Christine Wright

Collaborateurs

Gisèle Carrière

Susan Dahinten

Dafna Kohen

Kathleen Moss

Jungwee Park

Claudio E. Pérez

Stéphane Tremblay

Rédaction

Mary Sue Devereaux

Barbara Riggs

Marc Saint-Laurent

Margot Shields

Kathryn Wilkins

Chargée de production

Renée Bourbonnais

Production et composition

Agnes Jones

Robert Pellarin

Micheline Pilon

Vérification des données

Dan Lucas

Administration

Donna Eastman

Depuis 1999, Statistique Canada et l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) collaborent à la rédaction de rapports sur les questions liées à la santé au Canada : Statistique Canada, sur la santé de la population, et l'ICIS, sur le rendement du système de soins de santé. La série de rapports de Statistique Canada intitulée *La santé de la population canadienne* est articulée autour d'un thème différent chaque année. Le premier rapport portait sur l'état de santé et l'utilisation des services de soins de santé au cours du cycle de vie. La deuxième parution portait sur les différences entre les hommes et les femmes sur le plan de la santé, et la troisième, sur la santé dans les collectivités.

Comme l'indique son titre, *Grandir en santé?*, cette quatrième parution porte sur les enfants. Dans un pays occidental bien nanti comme le nôtre, les enfants devraient « grandir en santé ». D'ailleurs, les comparaisons internationales montrent que, selon les mesures utilisées habituellement pour évaluer la santé de la population, les enfants canadiens se portent bien. Les maladies infantiles infectieuses sont bien maîtrisées et les élèves canadiens obtiennent d'excellents résultats lors de tests internationaux de mathématiques, de science et de lecture. Pourtant, lorsqu'on leur demande comment ils perçoivent leur santé, une proportion étonnamment élevée de jeunes sont moins positifs. Le présent rapport vise à examiner les facteurs qui concourent à réduire ou à accroître la possibilité pour les enfants de « grandir en santé ».

Les analyses sont fondées sur les données de trois enquêtes réalisées par Statistique Canada, soit l'Enquête nationale sur la santé de la population, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes. Des données transversales récentes tirées de ces

enquêtes brossent un tableau à jour des enfants et des jeunes au Canada. Les données recueillies auprès des jeunes dont on fait le suivi au fil du temps permettent d'examiner les liens à long terme entre les caractéristiques observées au milieu des années 90 et les résultats en matière de santé physique et mentale par la suite.

Le premier article donne le ton à *Grandir en santé?* Intitulé « Facteurs liés à l'autoévaluation de l'état de santé chez les adolescents », il cerne des facteurs autres que la maladie qui sont liés à une moins bonne autoévaluation de l'état de santé. Par exemple, l'article examine le rôle de l'obésité, de l'usage du tabac, de l'inactivité physique et de la consommation abusive d'alcool. Les articles qui suivent approfondissent la question en examinant les facteurs liés à des aspects plus précis de la santé des enfants et des adolescents à court et à plus long terme.

Les enfants en bonne santé sont naturellement plein de vie et actifs. De plus en plus, toutefois, les enfants consacrent leurs loisirs à des activités sédentaires : jeux vidéo, utilisation de l'ordinateur et écoute de la télévision. L'article intitulé « Les enfants qui deviennent actifs » porte sur les conditions qui encouragent les enfants à devenir physiquement actifs. Toute une gamme de facteurs y sont examinés, y compris le temps passé devant la télévision ainsi que le nombre d'heures d'éducation physique offertes à l'école.

Compte tenu de la réorientation des activités des enfants vers des passe-temps sédentaires, l'excès de poids chez les enfants et les adolescents est maintenant répandu au point où d'aucuns parlent couramment d'« épidémie ». L'article intitulé « Caractéristiques des parents et des enfants liées à l'obésité juvénile » porte sur les comportements, les circonstances et les caractéristiques parentales qui sont associés à l'obésité chez les adolescents. Il y

est également question des différences entre les filles et les garçons, qui peuvent refléter des pressions sociales et des réponses à ces pressions particulières à chaque sexe.

L'écart entre les sexes est une question importante qui ressort de l'article intitulé « L'image de soi à l'adolescence et la santé à l'âge adulte ». L'article examine les liens entre l'estime de soi et le sentiment de contrôle à l'adolescence, d'une part et, d'autre part, la santé mentale et physique au cours des années subséquentes. L'analyse illustre les résultats en matière de santé chez les jeunes adultes par rapport à l'image de soi positive ou négative à l'adolescence et met en lumière les différences entre les sexes.

Le dernier article, intitulé « Témoins de violence — l'agressivité et l'anxiété chez les jeunes enfants », souligne de nouveau l'importance du contexte dans lequel les enfants grandissent. Cet article, qui porte tout particulièrement sur les enfants qui étaient âgés de 4 à 7 ans en 1994, examine les niveaux d'agressivité et d'anxiété chez ces enfants par rapport à leur exposition à la violence au foyer. Les résultats sur le plan des effets à court et à plus long terme sur le comportement et les émotions des enfants sont convaincants.

Ces analyses de données représentatives à l'échelle nationale portent sur des enjeux importants liés à la santé de nos enfants. Un ensemble complexe de facteurs personnels et sociétaux influe sur le bien-être émotionnel et physique des enfants. Comme le montrent ces articles, les soins assurés par la famille, le milieu scolaire et les possibilités socioéconomiques sont autant de facteurs qui ont chacun un rôle à jouer dans les expériences formatrices qui déterminent si nos enfants « grandissent en santé ». ■

À propos de Statistique Canada

La *Loi sur la statistique* autorise Statistique Canada à recueillir, analyser et publier des renseignements statistiques sur les activités sociales, économiques et générales de la population et sur l'état de celle-ci. L'objectif principal de la Division de la statistique de la santé est de fournir des données et des analyses statistiques sur la santé de la population, les déterminants de la santé, ainsi que la portée et l'utilisation des services de santé au Canada.

À propos de l'Institut canadien d'information sur la santé

L'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) est un organisme national sans but lucratif chargé de coordonner la mise en place et la mise à jour d'un système national intégré d'information sur la santé. L'Institut fournit les renseignements exacts et à jour indispensables à l'élaboration de politiques en matière de santé et à la gestion efficace du régime de santé du Canada.

Supplément au volume 14

Grandir en santé?

Facteurs liés à l'autoévaluation de l'état de santé chez les adolescents	7
<i>Stéphane Tremblay, Susan Dahinten et Dafna Kohen</i>	
Les enfants qui deviennent actifs	19
<i>Claudio E. Pérez</i>	
Caractéristiques des parents et des enfants liées à l'obésité juvénile	33
<i>Gisèle Carrière</i>	
L'image de soi à l'adolescence et la santé à l'âge adulte	45
<i>Jungwee Park</i>	
Témoins de violence — l'agressivité et l'anxiété chez les jeunes enfants	59
<i>Kathleen Moss</i>	

Au sujet de *Rapports sur la santé*

Rapports sur la santé est une revue trimestrielle dont les articles sont soumis à l'évaluation par les pairs et publiée par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. La publication, qui s'adresse à un public varié, dont les professionnels de la santé, les chercheurs, les décideurs, les enseignants et les étudiants, a pour mission de fournir des renseignements pertinents, complets et de haute qualité sur l'état de santé de la population et sur le système de santé.

Demandes de réimpression

Il est interdit de reproduire cette publication, en tout ou en partie, sans avoir reçu au préalable le consentement écrit de Statistique Canada. Pour obtenir ce consentement, on doit soumettre le formulaire « Demande d'autorisation de reproduction ». On peut se procurer ce formulaire auprès de l'agent de permission de la reproduction, Division du marketing, Statistique Canada, par télécopieur au (613) 951-1134.

Abonnements

Des renseignements peuvent être obtenus auprès des rédacteurs, *Rapports sur la santé*, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, 3^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-1765. Télécopieur : (613) 951-4436. Courrier électronique : healthreports@statcan.ca.

Version électronique

La publication *Rapports sur la santé* est aussi publiée sous forme électronique, fichiers PDF. Il est possible de commander des numéros à l'unité, en utilisant une carte Visa ou MasterCard, à partir du site Internet de Statistique Canada, de les télécharger et de les consulter avec l'aide d'Adobe Acrobat Reader. Pour commander un numéro récent de *Rapports sur la santé*, visitez notre site à l'adresse www.statcan.ca. Choisissez « Français » à la page d'accueil, puis « Nos produits et services » à la page suivante. Choisissez ensuite « Parcourir les publications Internet (PDF ou HTML) » et « Payantes »; vous trouverez *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XIF au catalogue, à la rubrique « Santé ».

Facteurs liés à l'auto-évaluation de l'état de santé chez les adolescents

- Près de 30 % des adolescents ne considèrent pas que leur état de santé est très bon ou excellent.
- Parmi le groupe des 15 à 17 ans, les filles sont moins susceptibles que les garçons de se dire en très bonne ou en excellente santé.
- L'obésité, l'usage quotidien du tabac, l'inactivité et l'abus épisodique d'alcool sont tous des facteurs associés à une autoévaluation moins favorable de l'état de santé chez les adolescents.

Résumé

Objectifs

La présente analyse porte sur l'autoévaluation de l'état de santé chez les adolescents canadiens de 12 à 17 ans et sur les facteurs associés à la déclaration d'une santé très bonne ou excellente.

Source des données

Les données proviennent du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001 réalisée par Statistique Canada. L'échantillon compte 12 715 adolescents de 12 à 17 ans.

Techniques d'analyse

Des tableaux de contingence ont été utilisés pour estimer la prévalence de diverses caractéristiques et divers comportements ayant un effet sur la santé chez les adolescents de 12 à 14 ans et ceux de 15 à 17 ans. La régression logistique multiple a été utilisée pour modéliser les associations entre l'autodéclaration d'une santé très bonne ou excellente et certaines caractéristiques.

Principaux résultats

En 2000-2001, près de 30 % des jeunes de 12 à 17 ans ont jugé que leur santé était mauvaise, passable ou bonne. Parmi le groupe des 15 à 17 ans, les filles étaient moins susceptibles que les garçons de se dire en très bonne ou en excellente santé et étaient plus susceptibles de souffrir d'un problème de santé chronique et d'avoir vécu un épisode dépressif l'année qui a précédé l'enquête. Si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs, la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé est significativement plus faible chez les adolescents qui fument quotidiennement, qui abusent épisodiquement de l'alcool, qui sont physiquement inactifs durant leurs loisirs, qui ne consomment pas fréquemment des fruits et des légumes ou qui sont obèses que chez ceux ne présentant pas ces caractéristiques.

Mots-clés

Comportement à l'adolescence, obésité, nutrition, usage du tabac, consommation d'alcool, exercice, mode de vie, indicateurs de l'état de santé.

Auteurs

Stéphane Tremblay (613-951-4765; Stephane.Tremblay@statcan.ca) et Dafna Kohen font partie du Groupe d'analyse et de mesure de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Susan Dahinten travaille à l'école de sciences infirmières de l'Université de la Colombie-Britannique.

Stéphane Tremblay, Susan Dahinten et Dafna Kohen

Les taux de mortalité et de morbidité des adolescents canadiens sont relativement faibles comparativement à leurs compatriotes plus âgés. Pourtant, une proportion étonnamment élevée d'entre eux considèrent leur santé comme étant tout au plus « bonne »¹⁻³. En 2000-2001, près de 30 % des jeunes de 12 à 17 ans ont déclaré que leur santé était mauvaise, passable ou bonne. À un âge où les adolescents pourraient s'attendre à être en très bonne ou en excellente santé, il n'en est rien pour un adolescent sur trois.

L'autoévaluation de l'état de santé est, selon certains travaux, un indicateur fiable et valide du fonctionnement physique et mental⁴⁻⁶, voire un prédicteur de la mortalité⁷. De nombreuses études ont été consacrées aux facteurs associés

Définitions

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) comportait la question : « En général, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » Pour les besoins de la présente analyse, les adolescents ont été répartis en deux groupes, à savoir ceux qui ont dit être en très bonne ou en excellente santé, et ceux qui ne l'ont pas fait.

Deux groupes d'âge ont été définis : de 12 à 14 ans et de 15 à 17 ans.

L'état de santé physique a été évalué d'après l'existence de *problèmes de santé chroniques* diagnostiqués, sauf ceux liés aux allergies. On a demandé aux participants à l'enquête s'ils souffraient de problèmes de santé de longue durée qui persistaient depuis six mois ou plus ou qui devaient persister pendant six mois ou plus et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé. Les problèmes de santé chroniques figurant sur la liste lue aux personnes interrogées qui ont été pris en considération dans la présente analyse sont l'asthme, la fibromyalgie, l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos autres que ceux dus à la fibromyalgie, à l'arthrite ou au rhumatisme, l'hypertension, la migraine, la bronchite chronique ou l'emphysème, le diabète, l'épilepsie, la maladie cardiaque, le cancer, les ulcères à l'estomac ou à l'intestin, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, les troubles intestinaux, les problèmes thyroïdiens, le syndrome de fatigue chronique, la sensibilité aux agresseurs chimiques et tout autre problème de santé de longue durée.

Pour déterminer si une personne a vécu un épisode dépressif majeur, l'ESCC s'appuie sur un sous-ensemble de questions de la *Composite International Diagnostic Interview*⁸. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-III-R)*⁹. Des scores sont assignés aux réponses aux questions et la somme des scores est transformée en une probabilité estimative de diagnostic d'un épisode dépressif majeur. On a considéré comme ayant vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête toute personne pour laquelle la probabilité était égale ou supérieure à 0,9 (autrement dit, toute personne pour laquelle la certitude d'un diagnostic positif était de 90 % 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 ou 2	Moins de 15 000 \$
	3 ou 4	Moins de 20 000 \$
	5 ou plus	Moins de 30 000 \$
Moyen-inférieur	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

Le *niveau de scolarité du ménage* correspond au niveau le plus élevé atteint par n'importe quel membre du ménage. Les ménages dont au moins un membre était titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires ont été classés dans la catégorie des titulaires d'un *diplôme d'études postsecondaires*.

Les personnes qui ont déclaré fumer des cigarettes tous les jours ont été classées dans la catégorie d'*usage quotidien du tabac*.

Pour déterminer l'*abus épisodique d'alcool*, on a demandé aux participants à l'enquête le nombre de fois qu'ils avaient consommé au moins cinq verres d'alcool en une occasion au cours des 12 derniers mois. Ceux qui ont répondu l'avoir fait au moins une fois par mois ont été classés dans la catégorie de l'*abus épisodique d'alcool*.

Le niveau d'*activité* durant les loisirs a été déterminé d'après les renseignements recueillis concernant la fréquence et la durée de la participation à diverses activités physiques durant les loisirs. Pour chaque activité déclarée, la dépense d'énergie (DE) de la personne a été estimée en multipliant le nombre de fois qu'elle s'était adonnée à l'activité physique en question au cours d'une période de 12 mois (période de remémoration de trois mois multipliée par quatre) par la durée moyenne de l'activité et par la dépense énergétique caractéristique de l'activité (exprimée en kilocalories dépensées par kilo de poids corporel par heure d'activité). Pour calculer la dépense d'énergie quotidienne moyenne pour l'activité, l'estimation de la dépense annuelle a été divisée par 365. Le calcul a été répété pour chaque activité durant les loisirs déclarée et la somme des estimations résultantes a permis d'obtenir la DE quotidienne moyenne globale. Les adolescents dont la DE durant les loisirs était inférieure à 1,5 kilocalorie/kg/jour ont été considérés comme étant inactifs.

La fréquence de la *consommation de fruits et de légumes* a été évaluée au moyen des énoncés suivants : « En pensant à tous les aliments que vous mangez, tant à la maison qu'à l'extérieur :

- À quelle fréquence buvez-vous habituellement des jus de fruits, comme du jus d'orange, de pamplemousse ou de tomate? (par exemple, une fois par jour, trois fois par semaine, deux fois par mois)
- Sans compter les jus, à quelle fréquence mangez-vous habituellement des fruits?
- À quelle fréquence mangez-vous habituellement de la salade verte?
- À quelle fréquence mangez-vous habituellement des pommes de terre, sans compter les frites, les pommes de terre rissolées ou les croustilles?
- À quelle fréquence mangez-vous habituellement des carottes?
- Sans compter les carottes, les pommes de terre ni la salade, combien de portions d'autres légumes mangez-vous habituellement? »

Deux catégories ont été établies : moins de deux fois par jour et au moins deux fois par jour.

Le calcul de l'indice de masse corporelle, ou IMC, se fait en divisant le poids en kilogrammes par le carré de la taille en mètres. Les adolescents qui ont participé à l'enquête ont été classés dans la catégorie *obésité* d'après les seuils d'IMC selon l'âge et le sexe établis par Cole *et al.*¹⁰.

Âge (années)	Obèse si l'IMC est égal ou supérieur à :	
	Garçons	Filles
12,0	26,02	26,67
12,5	26,43	27,24
13,0	26,84	27,76
13,5	27,25	28,20
14,0	27,63	28,57
14,5	27,98	28,87
15,0	28,30	29,11
15,5	28,60	29,29
16,0	28,88	29,43
16,5	29,14	29,56
17,0	29,41	29,69
17,5	29,70	29,84
18 et plus	30,00	30,00

On a choisi comme valeur de l'âge le point milieu de l'année (p. ex., 13,5 pour les jeunes de 13 ans). D'après ces seuils, une fille de 13 ans mesurant 152,2 cm (5 pieds) serait considérée comme obèse si elle pesait au moins 65,9 kg (145 livres).

à l'autoévaluation de l'état de santé, mais la plupart visaient les adultes ou les personnes âgées et on en sait beaucoup moins sur l'autoévaluation de la santé à l'adolescence.

Le présent article se fonde sur des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2000-2001. Il décrit l'autoévaluation de la santé chez les jeunes adolescents (12 à 14 ans) et chez les adolescents plus âgés (15 à 17 ans), ainsi que les variables qui influent sur cette évaluation, dont l'état de santé physique et mental, le statut socioéconomique et le mode de vie (voir *Définitions* et *Méthodologie*).

Autoévaluation plus favorable chez les garçons

L'autoévaluation de l'état de santé a tendance à être plus favorable chez les garçons que chez les filles. Cet écart entre les sexes rejoint celui observé chez les personnes plus âgées^{1,2,11-14}. En 2000-2001, 74 % des garçons de 12 à 17 ans ont dit que leur santé était très bonne ou excellente, comparativement à 69 % des filles. Toutefois, globalement, l'écart est attribuable à une différence entre les adolescents et

adolescentes plus âgés. Dans le groupe des 12 à 14 ans, 73 % tant des filles que des garçons ont déclaré que leur santé était très bonne ou excellente. Par contre, chez les 15 à 17 ans, la proportion de garçons ayant déclaré un état de santé comparable est semblable, mais la proportion correspondante chez les filles n'est que de 66 % (graphique 1, tableau A en annexe).

Cette autoévaluation différente de l'état de santé a été attribuée aux craintes associées à la puberté chez les filles, à leur niveau plus élevé de détresse émotionnelle, à leur plus grande préoccupation pour les problèmes de santé et à l'attention qu'elles accordent à leur apparence, à leur poids et aux relations sociales¹⁵⁻¹⁶, facteurs qui s'intensifient tous à mesure qu'elles avancent dans l'adolescence.

Bien que l'autoévaluation de l'état de santé chez les adolescents de 15 à 17 ans soit manifestement liée au sexe, de nombreux autres facteurs pourraient exercer une influence. Certains, comme le statut socioéconomique ou l'existence d'un problème de santé chronique, sont bien connus et ne peuvent être modifiés que difficilement, voire ne pas l'être. Par contre, d'autres facteurs, comme l'usage du tabac, la consommation d'alcool, l'activité physique, la nutrition et le poids, peuvent être modifiés. Ces variables peuvent bien sûr être interdépendantes, ce dont il faut systématiquement tenir compte lorsqu'on essaie de déterminer laquelle a un effet sur l'autoévaluation de la santé. En outre, étant donné la rapidité des transformations physiques et sociales qui surviennent à l'adolescence, les facteurs qui influent sur les perceptions des jeunes de 12 à 14 ans peuvent différer de ceux qui sont importants chez ceux de 15 à 17 ans.

Santé physique et mentale

Dans une certaine mesure, la façon dont les adolescents évaluent leur santé reflète leur état physique et mental réel.

En 2000-2001, une proportion importante d'adolescents et adolescentes, soit 29 %, ont déclaré souffrir d'au moins un problème de santé chronique (le plus fréquemment, d'asthme, de bronchite, de maux de dos ou de migraine). Le pourcentage de garçons souffrant d'un problème de santé chronique ne variait pas de façon significative avec l'âge : 25 % chez les 12 à 14 ans; 27 % chez les 15 à 17 ans (graphique 2, tableau A en annexe). Par contre, chez les filles, la prévalence des problèmes de santé chroniques était nettement plus élevée pour le groupe d'âge le plus avancé (36 % des filles de 15 à 17 ans ont déclaré un problème de santé de ce genre, comparativement à 27 % des filles de 12 à 14 ans).

Graphique 1

Pourcentage d'adolescents se déclarant en très bonne ou en excellente santé, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile, Canada, territoires non compris, 2000-2001



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

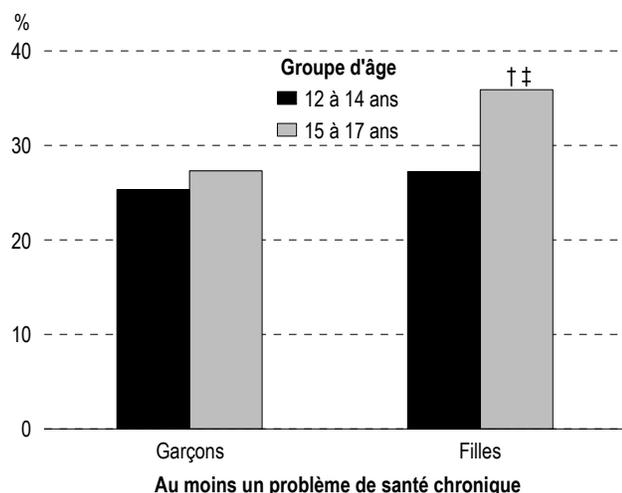
Nota : Corrigé pour les comparaisons multiples.

† Valeur significativement différente de celle observée pour les 12 à 14 ans de même sexe ($p < 0,05$).

‡ Valeur significativement différente de celle observée pour les garçons du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Graphique 2

Pourcentage d'adolescents déclarant au moins un problème de santé chronique, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile, Canada, territoires non compris, 2000-2001



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

Nota : Corrigé pour les comparaisons multiples.

† Valeur significativement différente de celle observée pour les 12 à 14 ans de même sexe ($p < 0,05$).

‡ Valeur significativement différente de celle observée pour les garçons du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Comme on pourrait s'y attendre, même en tenant compte du sexe de l'adolescent et d'autres facteurs d'influence possibles, la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé est significativement plus faible chez les jeunes adolescents et ceux d'âge plus avancé qui souffrent d'un problème de santé chronique que chez les autres (tableau 1).

Les réponses à une question générale sur la santé ne sont naturellement pas fondées uniquement sur l'état de santé physique réel. Ainsi, selon des études antérieures, comparativement aux adolescents ou adolescentes gravement déprimés, ceux et celles dont le niveau de dépression est moindre ont tendance à se déclarer en meilleure santé^{2,13,14,17}. En outre, même si les adolescents sont plus vulnérables à la dépression que les personnes plus âgées¹⁷⁻²⁰, ils représentent le groupe d'âge le moins susceptible de solliciter l'aide de professionnels²¹.

En 2000-2001, près de 6 % des filles de 12 à 14 ans avaient vécu un épisode dépressif majeur (EDM) l'année précédente, une proportion nettement supérieure aux 2 % de garçons de ce groupe d'âge dans la même situation (graphique 3, tableau A en annexe). Chez les 15 à 17 ans, la proportion de filles ayant vécu un EDM était considérablement plus

Tableau 1

Rapports corrigés de cotes pour la déclaration d'une très bonne ou d'une excellente santé, selon le groupe d'âge et certaines caractéristiques, population à domicile de 12 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	12 à 14 ans		15 à 17 ans	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Sexe				
Garçons	0,92	0,79-1,07	1,34*	1,13-1,59
Filles†	1,00	...	1,00	...
Problèmes de santé chronique				
Au moins un	0,54*	0,45-0,64	0,61*	0,52-0,72
Aucun†	1,00	...	1,00	...
Épisode dépressif majeur l'année précédente				
Oui	0,34*	0,23-0,51	0,67*	0,51-0,88
Non†	1,00	...	1,00	...
Revenu du ménage				
Inférieur	0,57*	0,43-0,77	0,57*	0,42-0,78
Moyen-inférieur	0,74*	0,58-0,94	0,68*	0,52-0,87
Moyen-supérieur	0,79*	0,62-0,99	0,75*	0,60-0,93
Supérieur†	1,00	...	1,00	...
Niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage				
Diplôme d'études postsecondaires	1,13	0,93-1,36	1,28*	1,07-1,53
Pas de diplôme d'études postsecondaires†	1,00	...	1,00	...
Usage quotidien du tabac				
Oui	0,50*	0,40-0,63
Non†	1,00	...
Abus épisodique d'alcool				
Oui	0,75*	0,61-0,94
Non†	1,00	...
Activité durant les loisirs				
Inactif(ve)	0,75*	0,62-0,91	0,65*	0,54-0,79
Actif(ve)†	1,00	...	1,00	...
Consommation de fruits et de légumes				
Moins de deux fois par jour	0,54*	0,41-0,70	0,62*	0,47-0,80
Au moins deux fois par jour†	1,00	...	1,00	...
Obésité				
Oui	0,39*	0,27-0,56	0,43*	0,30-0,63
Non†	1,00	...	1,00	...
Province				
Terre-Neuve	0,93	0,60-1,43	1,31	0,90-1,93
Île-du-Prince-Édouard	0,73	0,47-1,13	1,13	0,65-1,98
Nouvelle-Écosse	1,10	0,76-1,59	1,47*	1,01-2,14
Nouveau-Brunswick	0,97	0,66-1,42	1,11	0,77-1,61
Québec	0,91	0,71-1,17	1,34*	1,06-1,69
Ontario†	1,00	...	1,00	...
Manitoba	0,85	0,58-1,25	0,97	0,70-1,34
Saskatchewan	0,69*	0,52-0,91	0,95	0,72-1,26
Alberta	0,87	0,67-1,14	0,84	0,65-1,10
Colombie-Britannique	0,80	0,64-1,01	0,84	0,67-1,07

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

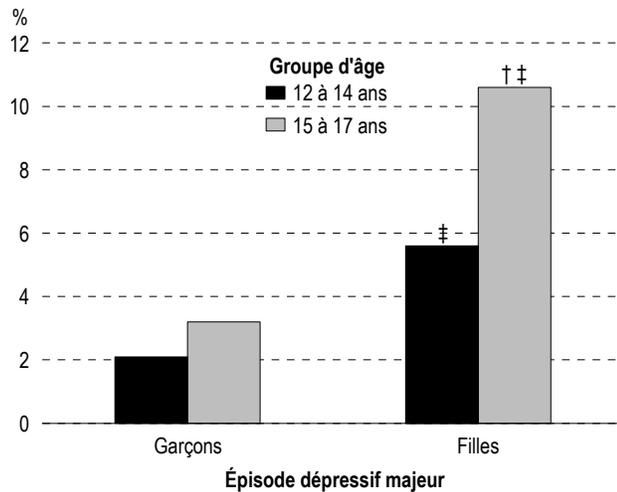
† Catégorie de référence.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Graphique 3

Pourcentage d'adolescents ayant vécu un épisode dépressif majeur l'année précédente, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile, Canada, territoires non compris, 2000-2001



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

Nota : Corrigé pour les comparaisons multiples.

† Valeur significativement différente de celle observée pour les 12 à 14 ans de même sexe ($p < 0,05$).

‡ Valeur significativement différente de celle observée pour les garçons du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

élevée, soit 11 %. Par contre, les garçons de cet âge n'étaient pas plus susceptibles que ceux de 12 à 14 ans d'avoir vécu un épisode de dépression.

Tant chez les jeunes adolescents que chez les adolescents plus âgés, la dépression est significativement associée à une réduction de la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé, et ce, en dépit de la prise en compte de l'effet d'autres facteurs, comme les problèmes de santé chroniques, le statut socioéconomique, l'obésité et les comportements qui influent sur la santé.

Statut socioéconomique

Une foule d'études dont la plupart portaient sur les adultes ont montré l'existence de liens entre le statut socioéconomique et la santé²²⁻³¹. Toutefois, une association positive a été établie entre le niveau de revenu familial et l'autoévaluation de la santé chez les adolescents, cette dernière étant d'autant meilleure que le revenu est élevé¹⁴. Certains problèmes physiques se sont en outre révélés être liés aux craintes des adolescents concernant la situation financière de la famille¹¹.

En 2000-2001, 78 % des adolescents vivant dans un ménage du groupe de revenu le plus élevé se sont jugés en très bonne ou en excellente santé, comparativement à 64 % de ceux appartenant au groupe de revenu du ménage le plus faible (données non présentées). Cet écart s'observe chez les jeunes adolescents ainsi que chez leurs homologues plus âgés (tableau 2). Le fait qu'au moins un membre du ménage soit titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires semble aussi jouer un rôle. Une proportion significativement plus élevée d'adolescents vivant dans un ménage où il en était ainsi ont déclaré que leur santé était très bonne ou excellente comparativement aux adolescents vivant dans les ménages où personne n'avait fait d'études postsecondaires.

Même en tenant compte de l'effet de facteurs tels que le sexe, l'âge, les problèmes de santé chroniques et les comportements associés à la santé, le fait de vivre dans un ménage moins bien nanti réduit de façon significative la cote exprimant la possibilité que les adolescents de 12 à 14 ans et ceux de 15 à 17 ans se disent en très bonne ou en excellente santé. Par contre, un niveau plus élevé de scolarité dans le ménage fait augmenter cette cote chez les adolescents plus âgés (tableau 1).

Tableau 2

Pourcentage d'adolescents se déclarant en très bonne ou en excellente santé, selon le groupe d'âge, le revenu du ménage et le niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage, population à domicile, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	Groupe d'âge	
	12 à 14 ans	15 à 17 ans
Total†	72,8	70,4
Revenu du ménage		
Inférieur	66,6*	62,0*
Moyen-inférieur	71,9*	67,9*
Moyen-supérieur	72,9	71,1*
Supérieur‡	78,2	77,8
Niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage		
Diplôme d'études postsecondaires	74,2*	73,4*
Pas de diplôme d'études postsecondaires‡	69,8	64,4

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

† Comprend la catégorie « données manquantes ».

‡ Catégorie de référence.

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

Méthodologie

Source des données

La présente analyse se fonde sur des données provenant du cycle 1.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). 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 17 ans de toutes les provinces, sauf les personnes vivant dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées.

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 %. En tout, 6,4 % des entrevues ont été réalisées par procuration. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ESCC sont décrits de façon plus détaillée dans un rapport déjà publié³⁶.

Des 12 847 participants à l'ESCC de 12 à 17 ans, 132 (1,0 %) ont été exclus de l'analyse parce que des données manquaient pour au moins une des variables suivantes : état de santé autoévalué, usage du tabac, consommation d'alcool et problèmes de santé chroniques (tableau B en annexe).

Techniques d'analyse

Des tableaux de contingence ont permis d'estimer la prévalence de diverses caractéristiques et divers comportements influant sur la santé pour le groupe des 12 à 14 ans et celui des 15 à 17 ans. Les proportions ont été calculées en se servant des poids d'échantillonnage de l'ESCC, pour que les résultats soient représentatifs de la population canadienne pour chaque groupe âge-sexe considéré. Les associations entre l'autodéclaration d'une très bonne ou d'une excellente santé et les caractéristiques des adolescents ont été modélisées par régression logistique multiple. Les analyses ont été réalisées séparément pour les jeunes adolescents et les adolescents plus âgés.

En se fondant sur une revue des données publiées et sur les données recueillies dans le cadre de l'ESCC, les variables indépendantes suivantes ont été incluses dans le modèle : présence d'au moins un problème de santé chronique, épisode dépressif majeur l'année qui a précédé l'enquête, revenu du ménage, niveau le plus élevé de scolarité dans le ménage, usage quotidien du tabac, abus épisodique d'alcool, activité physique durant les loisirs, consommation quotidienne de fruits et de légumes, obésité et province de résidence. Pour corriger le biais

éventuellement dû aux données manquantes et pour s'assurer que la taille de l'échantillon soit suffisante, on a inclus dans les modèles de régression une catégorie « données manquantes » pour la dépression, le revenu du ménage, l'activité durant les loisirs, la consommation de fruits et de légumes et l'obésité, mais les rapports de cotes pour cette catégorie ne sont pas présentés.

Étant donné le petit nombre de cas, les variables d'usage quotidien du tabac et d'abus épisodique d'alcool n'ont pas été incluses dans l'analyse pour les 12 à 14 ans.

Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les écarts-types et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode du *bootstrap*³⁷⁻³⁹. Les résultats pour lesquels la valeur p était inférieure à 0,05 ont été considérés comme significatifs. Les valeurs p ont été corrigées pour les comparaisons multiples.

Limites

La présente analyse se fonde sur des données autodéclarées ou déclarées par procuration qui n'ont pas été vérifiées au moyen de mesures directes ou de données recueillies auprès de sources indépendantes et qui, par conséquent, pourraient être inexactes. Par exemple, la déclaration de problèmes de santé chroniques n'a pas été validée d'après des dossiers cliniques et il n'a pas été possible non plus de confirmer si les adolescents qui avaient déclaré s'adonner à des activités particulières le faisaient effectivement ni s'ils le faisaient à la fréquence et pendant la durée déclarées. Des erreurs de remémoration pourraient aussi affecter les niveaux déclarés pour des variables comme l'activité physique et la consommation de fruits et de légumes. En outre, il se peut que les participants à l'enquête aient donné des réponses qu'ils considéraient comme socialement désirables aux questions sur des sujets comme l'activité physique, l'usage du tabac, la consommation d'alcool et le poids.

Les données de l'ESCC sont transversales et se rapportent à un moment particulier dans le temps. Par conséquent, elles permettent de décrire la relation entre les variables, mais non d'inférer les associations causales et temporelles. De même, aucune conclusion ne peut être tirée quant à l'évolution apparente des relations entre les facteurs de risque et l'autoévaluation de l'état de santé à mesure que les adolescents avancent en âge.

Les questions sur la nutrition de l'ESCC ont été conçues pour le *Behavioral Risk Factor Surveillance System* par les *Centers for Disease Control* des États-Unis⁴⁰, et sont limitées à la consommation de fruits et de légumes. Bien que cette information soit indicative, elle ne représente pas nécessairement les habitudes alimentaires des adolescents. En outre, on a demandé aux participants à l'enquête d'indiquer le nombre de fois qu'ils consommaient des fruits et des légumes, sans toutefois leur demander de préciser la quantité. Comme la taille des portions n'a pas été précisée, il est impossible de déterminer si les recommandations concernant l'apport quotidien, comme celles du Guide alimentaire canadien⁴¹, sont respectées.

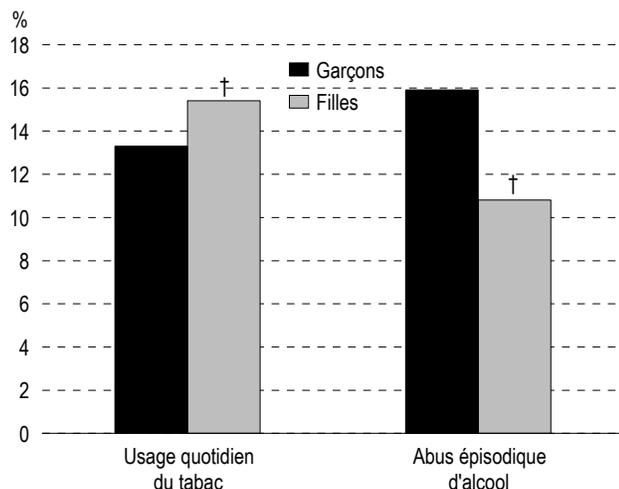
L'ESCC ne fournit pas de données sur tous les facteurs susceptibles d'être associés à l'autoévaluation de l'état de santé, de sorte que des variables comme les relations familiales, la réussite scolaire, l'estime de soi et l'influence exercée par les pairs n'ont pu être prises en compte dans l'analyse.

Usage du tabac et consommation d'alcool

Alors que les données existantes font l'unanimité quant à l'établissement d'un lien entre l'usage du tabac et une moins bonne autoévaluation de la santé à l'adolescence, les résultats concernant la consommation d'alcool sont contradictoires^{12,14,32,33}. Néanmoins, même si l'on tient compte de l'effet des facteurs démographiques et socioéconomiques et d'autres facteurs liés au mode de vie, la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé est plus faible pour les adolescents de 15 à 17 ans qui fument quotidiennement ou qui abusent épisodiquement de l'alcool (cinq verres ou plus en une occasion au moins une fois par mois) que pour ceux ne présentant pas ces comportements (tableau 1). (La très faible taille de l'échantillon de jeunes de 12 à 14 ans fumant quotidiennement ou abusant épisodiquement de l'alcool ne permet pas de procéder à l'analyse pour ce groupe.)

Selon d'autres études, les adolescents seraient, dans une certaine mesure, conscients des effets de l'usage du tabac sur la santé^{1,34} et reconnaîtraient les effets éventuellement néfastes de la consommation abusive d'alcool. Néanmoins, 14 % des jeunes de 15 à 17 ans fumaient tous les jours; la proportion de filles (15 %) est légèrement, mais significativement, plus élevée que celle observée pour les garçons (13 %) (graphique 4, tableau A en annexe). Dans l'ensemble,

Graphique 4
Pourcentage d'adolescents de 15 à 17 ans déclarant fumer tous les jours et abuser de l'alcool épisodiquement, selon le sexe, population à domicile, Canada, territoires non compris, 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 les garçons $p < 0,05$.

une proportion presque équivalente d'adolescents de ce groupe d'âge, soit 13 %, ont déclaré abuser épisodiquement de l'alcool. Toutefois, dans ce cas, le comportement était significativement plus fréquent chez les garçons (16 %) que chez les filles (11 %).

Ces taux d'usage du tabac et d'abus d'alcool témoignent vraisemblablement de l'impression générale selon laquelle, même s'ils sont partiellement conscients des risques que posent ces comportements pour la santé, les adolescents ne se sentent pas personnellement très vulnérables face aux conséquences^{18,35} de certains comportements à risque ou sont prêts à ne pas en tenir compte.

Activité physique, nutrition et obésité

Outre l'usage du tabac et la consommation d'alcool, d'autres aspects du mode de vie, notamment l'activité physique, la nutrition et l'obésité, sont liés à l'autoévaluation de la santé chez les adolescents.

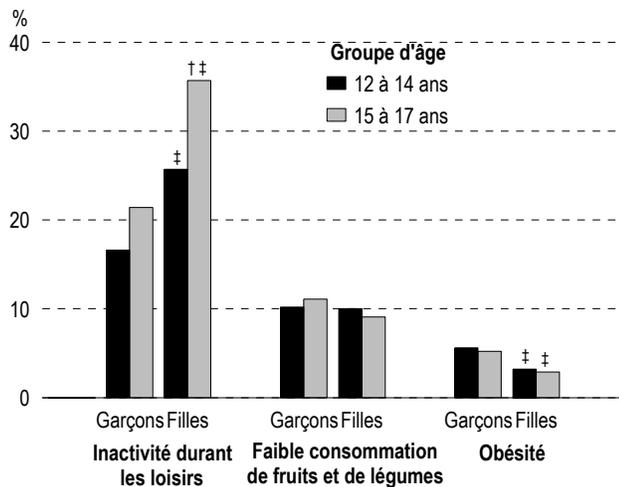
Des études antérieures^{42,43} ont établi un lien entre l'inactivité physique à l'adolescence et une moins bonne autoévaluation de la santé. À l'inverse, faire régulièrement du sport et de l'exercice a été associé à une meilleure autoévaluation de la santé^{2,13}, lien qui reflète peut-être aussi bien un sentiment de compétence¹³ que la forme physique. De même, les résultats de l'analyse des données de l'ESCC indiquent que, même si l'on neutralise les effets d'autres variables éventuellement influentes, l'inactivité est associée à une diminution de la cote exprimant la possibilité que les adolescents, jeunes ou plus âgés, se déclarent en très bonne ou en excellente santé (tableau 1).

Quoi qu'il en soit, une proportion importante d'adolescents canadiens sont sédentaires durant leurs loisirs. L'inactivité a tendance à être plus fréquente chez les filles que chez les garçons et augmente avec l'âge chez les deux sexes. En 2000-2001, 17 % des garçons et 26 % des filles de 12 à 14 ans ont déclaré un niveau de dépense énergétique durant les loisirs les classant dans la catégorie des personnes inactives. Chez les jeunes de 15 à 17 ans, les proportions étaient encore plus fortes : 21 % des garçons et 36 % des filles étaient inactifs (graphique 5, tableau A en annexe).

Quels que soient le groupe d'âge et le sexe, environ 10 % des adolescents ont déclaré manger des fruits ou des légumes moins de deux fois par jour. La cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé est significativement plus faible chez les adolescents déclarant ce niveau de consommation de fruits et de légumes que chez ceux qui en consomment davantage. Ces résultats persistent même en tenant compte de l'effet d'autres

Graphique 5

Pourcentage d'adolescents inactifs durant leurs loisirs, consommant quotidiennement peu de fruits et de légumes et étant obèse, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile, Canada, territoires non compris, 2000-2001



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

Nota : Corrigé pour les comparaisons multiples.

[†] Valeur significativement différente de celle observée pour les 12 à 14 ans de même sexe ($p < 0,05$).

[‡] Valeur significativement différente de celle observée pour les garçons du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

variables, comme l'usage du tabac et les problèmes de santé chroniques.

En 2000-2001, 1 adolescent canadien sur 25 avait un indice de masse corporelle le classant dans la catégorie des personnes obèses. Alors que les filles étaient moins susceptibles que les garçons d'être physiquement actives, une plus forte proportion de garçons étaient obèses : 5 % contre 3 %. Et, comme on peut s'y attendre, être obèse réduit significativement la cote exprimant la possibilité qu'un adolescent juge sa santé très bonne ou excellente.

Variations selon la province

Pour l'ensemble de la population, l'autoévaluation de la santé, ainsi que d'autres indicateurs, comme l'espérance de vie, la prévalence de la maladie et les facteurs de risque liés au mode de vie^{1,44}, varient selon la province. Par conséquent, il n'est pas étonnant qu'en 2000-2001, la proportion d'adolescents se jugeant en très bonne ou en excellente santé ait varié selon la province, de 66 % en Saskatchewan à 74 % en Nouvelle-Écosse (données non présentées).

Toutefois, après correction pour tenir compte de l'effet des problèmes de santé chroniques, de la dépression, du statut socioéconomique et du mode de vie, peu d'écart significatifs se dégagent entre les

provinces en ce qui concerne l'autoévaluation de la santé chez les adolescents (tableau 1). Pour les 12 à 14 ans, la Saskatchewan est la seule province où la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé est significativement plus faible que pour la province de référence, c'est-à-dire l'Ontario. Pour le groupe des 15 à 17 ans, les seules provinces pour lesquelles on observe une différence sont la Nouvelle-Écosse et le Québec, où la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé est significativement plus élevée.

Mot de la fin

S'il existe une période de la vie durant laquelle on s'attendrait à ce qu'une personne soit en parfaite santé, c'est bien la jeunesse et, selon l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001, la majorité des adolescents canadiens ont déclaré que leur santé était « très bonne » ou « excellente ». Pourtant, près du tiers considéraient qu'elle était, tout au plus, « bonne ».

Aucun facteur n'explique à lui seul l'autoévaluation de l'état de santé chez les adolescents. Naturellement, les problèmes de santé chroniques et la dépression réduisent la cote exprimant la possibilité de se dire en très bonne ou en excellente santé et, comme chez les adultes⁶, l'autoévaluation de l'état de santé à l'adolescence est liée aux facteurs socioéconomiques. Des niveaux peu élevés de revenu et de scolarité dans un ménage sont associés à une diminution de la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé, particulièrement chez les adolescents plus âgés. En outre, l'usage du tabac, l'abus épisodique d'alcool, l'inactivité, la mauvaise nutrition et l'obésité sont tous des facteurs indépendamment associés à une moins bonne évaluation de l'état de santé.

Chez les adolescentes, une autoévaluation moins favorable de l'état de santé est assez fréquente parmi le groupe d'âge plus avancé, situation en contraste frappant avec celle observée pour les adolescents chez lesquels l'autoévaluation de l'état de santé demeure stable de 12 à 17 ans. Parmi le groupe d'âge plus avancé, les filles sont plus susceptibles que les garçons de déclarer souffrir d'un problème de santé chronique et, qu'elles aient de 12 à 14 ans ou de 15 à 17 ans, elles sont plus susceptibles que les garçons d'avoir vécu récemment un épisode de dépression.

Le mode de vie peut aussi expliquer en partie ces différences. Les filles sont plus susceptibles que les garçons d'être sédentaires durant leurs loisirs. Et, si les adolescents des deux sexes ont tendance à devenir moins actifs à mesure qu'ils vieillissent, à l'âge

de 15 à 17 ans, nettement plus du tiers des filles, mais à peine plus du cinquième des garçons étaient inactifs. En outre, chez ce groupe d'âge, une proportion considérablement plus forte de filles que de garçons fumaient quotidiennement. En revanche, l'obésité et l'abus épisodique d'alcool étaient plus courants chez les garçons.

Certains facteurs associés à la santé des adolescents, comme l'usage du tabac, la consommation d'alcool, le niveau d'activité ou la nutrition, font déjà l'objet de différents programmes de grande portée visant à promouvoir un mode de vie

sain. En revanche, d'autres facteurs demandent des mesures concertées axées sur les conditions socioéconomiques sous-jacentes.

Les facteurs de risque examinés dans la présente analyse ont non seulement un effet sur l'autoévaluation de l'état de santé à l'adolescence, mais aussi des conséquences à plus long terme sur la santé à l'âge adulte. La compréhension de ces facteurs sera bénéfique à la fois pour les personnes concernées et pour le système de santé qui, en dernière analyse, devra faire face aux conséquences.

Références

1. Santé Canada, *Rapport statistique sur la santé de la population canadienne*, Ottawa, Santé Canada, 1999, disponible à : <http://www.hc-sc.gc.ca/hppb/ddsp/rapport/stat/rapport.html>.
2. Santé Canada, *La santé des jeunes : tendances au Canada*, Ottawa, Santé Canada, 1999, disponible à : http://www.hc-sc.gc.ca/dca-dea/7-18yrs-ans/tendances_f.html.
3. McCreary Centre Society, « Highlights from the Adolescent Health Survey II », *Healthy Connections: Listening to BC Youth*, Burnaby, BC, McCreary Centre Society, 1999.
4. N.M. Krause et G.M. Jay, « What do global self-rated health items measure? », *Medical Care*, 32(9), 1994, p. 930-942.
5. B. Piko, « Health-related predictors of self-perceived health in a student population: The importance of physical activity », *Journal of Community Health*, 25(2), 2000, p. 125-137.
6. M. Shields et S. Shooshtari, « Déterminants de l'autoévaluation de la santé », *Rapports sur la santé*, 13(1), 2001, p. 39-63 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. E.L. Idler et Y. Benyamini, « Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, 38, 1997, p. 21-37.
8. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States. Results from the National Comorbidity Survey », *Archives of General Psychiatry*, 51, 1994, p. 8-19.
9. American Psychiatric Association, *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*, troisième édition révisée, Washington, DC, American Psychiatric Association, 1989.
10. 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.
11. C.E.I. Hagquist, « Economic stress and perceived health among adolescents in Sweden », *Journal of Adolescent Health*, 22, 1998, p. 250-257.
12. P.B. Johnson et L. Richter, « The relationship between smoking, drinking, and adolescents' self-perceived health and frequency of hospitalization: Analyses from the 1997 National Household Survey on Drug Abuse », *Journal of Adolescent Health*, 30, 2002, p. 175-183.
13. D. Mechanic et S. Hansell, « Adolescent competence, psychological well-being and self assessed physical health », *Journal of Health and Social Behaviour*, 28, 1987, p. 364-374.
14. E. Vingilis, T.J. Wade et E. Adlaf, « What factors predict student self-rated physical health? », *Journal of Adolescence*, 21, 1998, p. 83-97.
15. B.E. Compas, P.G. Orosan et K.E. Grant, « Adolescent stress and coping: Implications for psychopathology during adolescence », *Journal of Adolescence*, 16, 1993, p. 331-349.
16. S.G. Millstein, « A view of health from the adolescent's perspective », *Promoting the Health of Adolescents*, publié sous la direction de S.G. Millstein, A.C. Petersen et E.O. Nightingale, New York, Oxford University Press, 1993, p. 97-118.
17. N.E. Mahon et A. Yarcheski, « Outcomes of depression in early adolescents », *Western Journal of Nursing Research*, 23(4), 2001, p. 360-375.
18. M.P. Beaudet, « Dépression », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 11-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
19. Institut canadien de la santé infantile, *La santé des enfants au Canada : Un profil de l'ICSI*, deuxième édition, Ottawa, Institut canadien de la santé infantile, 1994.
20. R.F.W. Diekstra, « Depression and suicidal behaviors in adolescence: Sociocultural and time trends », *Psychosocial Disturbances in Young People: Challenges for Prevention*, publié sous la direction de M. Rutter, New York, Cambridge University Press, 1995 p. 212-246.
21. Statistique Canada, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : santé mentale et bien-être, 2002 », *Le Quotidien*, 3 septembre 2003 (Statistique Canada, n° 11-001 au catalogue).
22. I.H. Yen et S.L. Syme, « The social environment and health: A discussion of the epidemiologic literature », *Annual Review of Public Health*, 20, 1999, p. 287-308.
23. N.E. Adler et J.M. Ostrove, « Socioeconomic status and health: What we know and what we don't », *Annals of the New York Academy of Science*, 896, 1999, p. 3-15.
24. C. Power, O. Manor et S. Matthews, « The duration and timing of exposure: Effects of socioeconomic environment on adult health », *American Journal of Public Health*, 89(7), 1999, p. 1059-1065.
25. C. Power et C. Hertzman, « Social and biological pathways linking early life and adult disease », *British Medical Bulletin*, 53(1), 1997, p. 210-221.
26. M. Marmot et A. Feeney, « General explanations for social inequalities in health », *IARC Scientific Publications*, 138, 1997, p. 207-228.
27. C.A. Mustard, S. Derksen, J.-M. Berthelot *et al.*, « Age-specific education and income gradients in morbidity and mortality in a Canadian province », *Social Science and Medicine*, 45(3), 1997, p. 383-397.
28. N.E. Adler, W.T. Boyce et M.A. Chesney, « Socioeconomic inequality in health: No easy solution », *Journal of the American Medical Association*, 269(24), 1993, p. 314-315.
29. Association canadienne de santé publique, *Incidences des conditions et des politiques socioéconomiques sur la santé : Conséquences au plan de la politique publique*, Ottawa, Association canadienne de santé publique, 1997.

30. R. Evans, M. Barer et T. Marmor, *Why are Some People Healthy and Others Not? The Determinants of Health of Populations*, New York, Aldine deGruyter, 1994.
31. W.J. Millar et T. Stephens, « Statut social et risques pour la santé des adultes canadiens : 1985 et 1991 », *Rapports sur la santé*, 5(2), 1993, p. 143-156 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
32. E. Fernandez, A. Schiaffino, L. Rajmil *et al.*, « Re: "Health problems in teenage daily smokers versus nonsmokers, Norway, 1995-1997: The Nord-Trondelag Health Study" », *American Journal of Epidemiology*, 151(4), 2000, p. 395-396.
33. T.L. Holmen, E. Barrett-Connor, J. Holmen *et al.*, « Health problems in teenage daily smokers versus nonsmokers, Norway, 1995-1997: The Nord-Trondelag Health Study », *American Journal of Epidemiology*, 151(2), 2000, p. 148-155.
34. N. Ross et C. Pérez, « Attitudes à l'égard du tabac », *Rapports sur la santé*, 10(3), 1998, p. 23-34 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
35. D. Romer et P. Jamieson, « Do adolescents appreciate the risks of smoking? Evidence from a national survey », *Journal of Adolescent Health*, 29, 2001, p. 12-21.
36. 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).
37. 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).
38. 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.
39. 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.
40. M. Serdula, R. Coates, T. Byers *et al.*, « Evaluation of a brief telephone questionnaire to estimate fruit and vegetable consumption in diverse study populations », *Epidemiology*, 4(5), 1993, p. 455-463.
41. Santé Canada, *Guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus* (Santé Canada, n° H39-252 au catalogue), Ottawa, Santé Canada, 1992.
42. K.R. Allison et E.M. Adlaf, « Age and sex differences in physical inactivity among Ontario teenagers », *La revue canadienne de santé publique*, 88(3), 1997, p. 177-180.
43. M. Aaronio, T. Winter, U. Kujala *et al.*, « Associations of health-related behaviour, social relationships, and health status with persistent physical activity and inactivity: A study of Finnish adolescent twins », *British Journal of Sports Medicine*, 35(5), 2002, p. 360-364.
44. M. Shields et S. Tremblay, « La santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, 13 (supplément), 2002, p. 9-35 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Annexe

Tableau A

Pourcentage d'adolescents déclarant certaines caractéristiques et certains facteurs de risque, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	Garçons et filles confondus			Garçons			Filles		
	Total	12 à 14 ans	15 à 17 ans	Total	12 à 14 ans	15 à 17 ans	Total	12 à 14 ans	15 à 17 ans
		%			%			%	
Très bonne/excellente santé	71,5	72,8	70,4 [†]	73,7	72,9	74,5	69,3 [‡]	72,7	66,3 ^{‡†}
Au moins un problème de santé chronique	29,0	26,2	31,6 [†]	26,3	25,3	27,3	31,9 [‡]	27,2	35,9 ^{‡†}
Épisode dépressif majeur l'année précédente	5,4	3,8	6,9 [†]	2,7	2,1	3,2	8,3 [‡]	5,6 [‡]	10,6 ^{‡†}
Usage quotidien du tabac	14,3	13,3	15,4 [‡]
Abus épisodique d'alcool	13,3	15,9	10,8 [‡]
Inactivité durant les loisirs	24,9	21,0	28,5 [†]	19,1	16,6	21,4	31,1 [‡]	25,7 [‡]	35,7 ^{‡†}
Consommation de fruits et de légumes moins de deux fois par jour	10,1	10,1	10,1	10,6	10,2	11,1	9,5	10,0	9,1
Obésité	4,2	4,4	4,1	5,4	5,6	5,3	3,0 [‡]	3,1 [‡]	2,9 [‡]

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

Nota : Corrigé pour les comparaisons multiples. Les nombres d'adolescents de 12 à 14 ans fumant tous les jours ou buvant épisodiquement de l'alcool étant très faibles, les proportions n'ont pas été calculées pour ce groupe d'âge.

† Valeur significativement différente de celle observée pour les 12 à 14 ans de même sexe ($p < 0,05$).

‡ Valeur significativement différente de celle observée pour les garçons du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B
Répartition de certaines caractéristiques, selon le groupe d'âge, population à domicile de 12 à 17 ans, Canada, territoires non compris, 2000-2001

	12 à 14 ans			15 à 17 ans		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%		milliers	%
Total	6 247	1 140	100,0	6 468	1 261	100,0
Autoévaluation de la santé						
Très bonne/excellente	4 491	830	72,7	4 480	888	70,4
Mauvaise/passable/bonne	1 756	310	27,2	1 988	373	29,6
Sexe						
Garçons	3 178	595	52,2	3 225	633	50,2
Filles	3 069	545	47,8	3 243	629	49,9
Problèmes de santé chroniques						
Au moins un	1 726	299	26,2	2 086	398	31,6
Aucun	4 521	841	73,8	4 382	864	68,5
Épisode dépressif majeur l'année précédente						
Oui	231	43	3,8	522	87	6,9
Non	5 926	1 085	95,2	5 842	1 154	91,5
Données manquantes	90	12	1,0	104	21	1,7
Revenu du ménage						
Inférieur	742	139	12,2	626	123	9,8
Moyen-inférieur	1 374	248	21,8	1 277	257	20,4
Moyen-supérieur	1 871	320	28,1	1 980	358	28,4
Supérieur	1 488	285	25,0	1 501	308	24,4
Données manquantes	772	148	13,0	1 084	216	17,1
Niveau de scolarité le plus élevé dans le ménage						
Diplôme d'études postsecondaires	4 252	778	68,2	4 312	842	66,8
Pas de diplôme d'études postsecondaires	1 995	362	31,8	2 156	420	33,3
Usage quotidien du tabac						
Oui	1 019	181	14,4
Non	5 449	1 081	85,7
Abus épisodique d'alcool						
Oui	1 041	168	13,3
Non	5 427	1 093	86,7
Activité durant les loisirs						
Inactif(ve)	1 276	239	21,0	1 767	360	28,5
Actif(ve)	4 065	721	63,2	4 051	762	60,4
Données manquantes	906	180	15,8	650	140	11,1
Consommation de fruits et de légumes						
Moins de deux fois par jour	577	115	10,1	702	127	10,1
Au moins deux fois par jour	5 561	1 006	88,2	5 673	1 119	88,7
Données manquantes	109	19	1,7	93	16	1,3
Obésité						
Oui	296	50	4,4	319	52	4,1
Non	5 665	1 037	91,0	5 992	1 181	93,7
Données manquantes	286	53	4,6	157	29	2,3
Province						
Terre-Neuve	213	21	1,8	258	25	2,0
Île-du-Prince-Édouard	145	6	0,5	128	6	0,5
Nouvelle-Écosse	305	38	3,3	273	37	2,9
Nouveau-Brunswick	232	27	2,4	279	32	2,5
Québec	1 018	253	22,2	1 075	280	22,2
Ontario	1 878	439	38,5	1 879	492	39,0
Manitoba	421	40	3,5	472	49	3,9
Saskatchewan	404	42	3,7	448	46	3,6
Alberta	781	128	11,2	779	133	10,5
Colombie-Britannique	850	145	12,7	877	161	12,8

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

Nota : Les chiffres ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Les enfants qui deviennent actifs

- Les enfants de 8 à 11 ans faisant de l'embonpoint sont moins actifs que ceux de 4 à 7 ans.
- Chez les enfants obèses ou faisant de l'embonpoint, un nombre relativement élevé d'heures d'éducation physique est un prédicteur de l'adoption d'un mode de vie physiquement actif.
- La cote exprimant la possibilité d'adopter et de maintenir un mode de vie actif est plus faible chez les enfants obèses ou faisant de l'embonpoint qui regardent fréquemment la télévision que chez les autres.

Résumé

Objectifs

Le présent article porte sur les facteurs associés à l'adoption et au maintien d'un mode de vie actif chez les enfants de 4 à 11 ans et sur la façon dont l'évolution du mode de vie diffère selon le poids de l'enfant.

Source des données

Les données proviennent du premier cycle (1994-1995) de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes pour l'analyse transversale, et des premier, deuxième et troisième cycles (1994-1995 à 1998-1999) pour l'analyse longitudinale.

Techniques d'analyse

Les estimations du niveau d'activité physique en 1994-1995 chez les enfants de poids normal et chez les enfants faisant de l'embonpoint ou obèses sont présentées selon l'âge, le sexe et certaines activités (regarder la télévision, jouer à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo et participer au cours d'éducation physique à l'école). Des modèles de régression logistique ont été construits pour les enfants qui étaient inactifs en 1994-1995, en se concentrant sur certaines activités comme variables explicatives de l'adoption et du maintien d'un mode de vie physiquement actif.

Principaux résultats

Les facteurs associés à l'adoption et au maintien d'un mode de vie physiquement actif chez les enfants varient selon le poids de ces derniers. Chez les enfants faisant de l'embonpoint ou obèses, mais non chez ceux de poids normal, un nombre relativement élevé d'heures d'éducation physique est un prédicteur de l'adoption d'un mode de vie physiquement actif, tandis qu'un nombre élevé d'heures passées devant la télévision réduit la cote exprimant la possibilité que cela se produise.

Mots-clés

Exercice, obésité, forme physique, éducation physique et entraînement, sports, télévision.

Auteur

Claudio E. Pérez (613-951-1733; Claudio.Perez@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), K1A 0T6.

Claudio E. Pérez

La prévalence de l'embonpoint et de l'obésité chez les enfants canadiens a augmenté spectaculairement ces dernières années¹⁻⁴, tendance qui reflète celles observées dans de nombreux pays⁵ et chez les adultes². Au cours de la période de 15 années se terminant en 1996, chez les garçons, l'augmentation de la prévalence de l'embonpoint (y compris l'obésité) a varié d'un facteur 2 à un facteur 3; chez les filles, elle a varié de 60 % à un facteur 2. En outre, si l'on considère uniquement l'obésité, elle a été encore plus prononcée^{1,2}.

Les enfants qui font de l'embonpoint éprouvent des problèmes de santé d'ordre physique et psychologique⁶. Ils courent aussi le risque d'être atteints plus tard de problèmes de santé chroniques, car ils sont plus susceptibles que les autres de faire de l'embonpoint à l'âge adulte⁷.

Évaluation des passe-temps des enfants

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) contient des questions sur des occupations qui pourraient être associées au niveau d'activité physique de l'enfant, y compris regarder la télévision, jouer à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo et le nombre d'heures d'éducation physique à l'école.

Pour déterminer les habitudes de l'enfant concernant l'écoute de la télévision, un parent (habituellement la mère) s'est vu poser les deux questions suivantes : « Environ combien de jours par semaine, en moyenne, est-ce qu'il/elle écoute la télévision ou des films vidéo à la maison? » et « Ces jours-là, environ combien d'heures, en moyenne, est-ce qu'il/elle écoute la télévision ou des films vidéo? ». Les enfants regardant la télévision plus de 14 heures par semaine (2 heures par jour) ont été classés dans la catégorie des enfants qui regardent fréquemment la télévision.

On a demandé au parent : « Dans les 12 derniers mois, en dehors des heures de classe, à quelle fréquence a-t-il/elle joué à des jeux d'ordinateurs ou à des jeux vidéo? » Les réponses possibles étaient : presque tous les jours, quelques fois par semaine, environ une fois par semaine, environ une fois par mois et presque jamais. Les enfants dont le parent a répondu « presque tous les jours » ou « quelques fois par semaine » ont été considérés comme jouant fréquemment à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo.

Pour déterminer le temps consacré au cours d'éducation physique, on a demandé au directeur de l'école de l'enfant :

- « Dans le but d'avoir une meilleure connaissance du nombre d'heures d'enseignement dispensé, il est tout d'abord nécessaire de recueillir de l'information ayant trait à la durée du cycle d'enseignement de l'école et à la durée de l'année scolaire. Par cycle d'enseignement, on entend le nombre de jours que comporte une rotation complète de l'ensemble des matières ordinaires enseignées. Par exemple, certaines écoles fonctionnent selon un cycle d'enseignement de quatre jours. Dans l'ensemble, quelle est la durée du cycle d'enseignement de la classe habituelle de l'élève? (Précisez le nombre de jours.) »
- « Durant le plus récent cycle d'enseignement complet, combien de minutes d'enseignement est-ce que l'élève a reçues en éducation physique? (Précisez le nombre de minutes par cycle.) »

D'après la répartition des réponses, les enfants qui recevaient, en moyenne, 18 minutes par jour d'éducation physique ont été considérés comme ayant un *nombre élevé d'heures d'éducation physique*.

D'aucuns attribuent cette augmentation de la prévalence de l'embonpoint chez les enfants à la modification non seulement des habitudes alimentaires, mais aussi du niveau d'activité physique^{8,9}. En réponse à cette situation, Santé Canada a publié des lignes directrices recommandant que, durant leurs loisirs, les enfants consacrent plus de temps aux activités physiques et moins de temps aux activités sédentaires¹⁰⁻¹². La logique est simple : en accordant moins d'heures à des activités sédentaires, l'enfant aura du temps à consacrer, idéalement, à des activités comme le sport, qui augmentent la dépense énergétique. Ces activités améliorent la forme physique et, par conséquent, peuvent susciter un intérêt pour d'autres activités physiques.

Cependant, selon certaines études, les prédicteurs psychologiques et autres de l'activité physique varient selon l'indice de masse corporelle (IMC) de l'enfant^{13,14}. Par conséquent, le pouvoir de prédiction de l'adoption d'un mode de vie actif attribué aux occupations actives et sédentaires pourrait aussi varier selon la catégorie de poids de l'enfant. Ainsi, les enfants faisant de l'embonpoint qui considèrent l'activité physique obligatoire, par exemple le cours d'éducation physique, comme une corvée plutôt qu'un divertissement pourraient ne pas être motivés par les mêmes facteurs que les enfants dont le poids est normal qui voient l'activité physique sous un jour plus positif.

La présente analyse porte sur deux groupes d'enfants qui étaient inactifs et avaient de 4 à 11 ans en 1994-1995, à savoir ceux dont le poids était normal et ceux qui faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses. Elle vise à déterminer l'effet de trois facteurs — regarder la télévision, jouer à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo et suivre le cours d'éducation physique — sur la cote exprimant la possibilité que ces enfants adoptent et maintiennent un mode de vie physiquement actif au cours des quatre années suivantes (voir *Évaluation des passe-temps des enfants*). Les données proviennent des trois premiers cycles de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) (voir *Définitions, Méthodologie et Limites*).

La plupart sont « inactifs »

En 1994-1995, selon l'ELNEJ, environ le tiers (37 %) des enfants de 4 à 11 ans satisfaisaient aux critères pour être considérés comme « physiquement actifs » (tableau 1). Plus précisément, un parent avait jugé l'enfant « un peu plus » ou « beaucoup plus » actif que les autres enfants de même âge et de même sexe (voir *Mesure de l'activité physique et du poids chez*

Mesure de l'activité physique et du poids chez les enfants

Déterminer le niveau d'activité physique chez les enfants est un exercice particulièrement difficile. Les questionnaires portant sur les enfants et ceux s'adressant aux adultes n'ont d'ailleurs pas été testés ni validés dans la même mesure¹⁵. En outre, le biais de remémoration pose un problème¹⁶. Des mesures de la dépense calorique existent, mais elles ont leurs limites¹⁵ et dépassent le cadre de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ).

L'ELNEJ comprend la question suivante, qui est posée à un parent (habituellement la mère) au sujet de l'enfant : « À votre avis, est-ce que le degré d'activité physique de... est plus ou moins élevé que celui d'autres enfants du même âge et du même sexe ? ». Le choix de réponse est : beaucoup plus élevé, un peu plus élevé, égal, un peu moins élevé ou beaucoup moins élevé. Pour les besoins de la présente analyse, un enfant *physiquement actif* est un enfant cité comme étant « un peu plus actif » ou « beaucoup plus actif » que les autres enfants du même âge et du même sexe; les autres sont considérés comme étant *inactifs*. Les enfants sur lesquels porte l'analyse longitudinale étaient tous inactifs, conformément à cette définition, en 1994-1995 (cycle 1) et sont demeurés inactifs au cours des deux cycles d'enquête suivants ou étaient devenus actifs au moment du deuxième cycle et l'étaient encore au moment du troisième cycle. Les enfants ne correspondant ni à l'un ni à l'autre de ces profils (p. ex., ceux devenus actifs au moment du deuxième cycle mais redevenus inactifs au troisième cycle) ne font pas partie du champ de l'analyse longitudinale.

La définition adoptée est prudente, car seuls les enfants jugés au moins « un peu plus actifs » que les autres sont considérés comme étant « physiquement actifs ». Ceux jugés « également actifs » (la grande majorité) ont été regroupés avec les enfants « inactifs », en partant du principe que la plupart des enfants ne sont pas suffisamment actifs pour assurer une croissance et un développement optimaux⁴.

La définition de l'enfant « devenu actif » est également prudente. Pour « devenir actif », un enfant inactif au premier cycle devait, lors des deux cycles suivants, satisfaire aux critères établis pour la catégorie d'enfants « actifs ». Cette définition a été choisie pour s'assurer que l'enfant avait vraiment adopté un mode de vie actif et qu'il ne s'agissait pas d'une poussée d'activité de courte durée.

En vue de valider le résultat longitudinal consistant à être « devenu actif », on a déterminé quel était, aux premier, deuxième et troisième cycles, l'indice de masse corporelle des enfants qui, au départ, faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses. Le calcul a été fait

séparément pour les enfants devenus actifs et pour ceux qui sont restés inactifs. Après correction pour tenir compte des différences liées à l'âge et au sexe entre les enfants nouvellement actifs et les enfants inactifs, l'analyse montre que l'IMC a diminué pour chacun des deux groupes. Cependant, chez les enfants inactifs, sa valeur moyenne est passée de 22,5 à 21,2 tandis que chez les enfants nouvellement actifs, elle est passée de 22,3 à 20,1, soit un fléchissement nettement plus important (données non présentées). Donc, même si elle n'est pas directement comparable à d'autres, cette mesure de l'activité physique représente vraisemblablement un concept significatif donnant des résultats tangibles.

L'IMC a été calculé d'après le poids et la taille de l'enfant tels que déclarés par le parent, au moyen de la formule $IMC = (\text{poids en kg}) / (\text{taille en m})^2$. Les enfants visés par l'enquête ont été classés dans la catégorie *embonpoint/obèse* d'après les seuils d'IMC selon l'âge et le sexe établis par Cole et al¹⁷.

Embonpoint/obèse si l'IMC est égal ou supérieur à :

Âge (années)	Garçons	Filles
4,0	17,55	17,28
4,5	17,47	17,19
5,0	17,42	17,15
5,5	17,45	17,20
6,0	17,55	17,34
6,5	17,71	17,53
7,0	17,92	17,75
7,5	18,16	18,03
8,0	18,44	18,35
8,5	18,76	18,69
9,0	19,10	19,07
9,5	19,46	19,45
10,0	19,84	19,86
10,5	20,20	20,29
11,0	20,55	20,74

Par exemple, un garçon de 7 ans mesurant 120 cm (3 pieds 11 pouces) devrait peser au moins 25,8 kg (56,9 livres) pour être considéré comme faisant de l'embonpoint.

Bien que les modèles pour les enfants de poids normal et ceux faisant de l'embonpoint ou obèses aient été construits séparément, on a tenu compte du degré d'embonpoint ou d'obésité en indiquant si l'enfant se situait ou non dans le quartile inférieur de la répartition des IMC des enfants faisant de l'embonpoint ou obèses (IMC < 19,81). Pour assurer l'uniformité des modèles, on a calculé une variable comparable pour les enfants de poids normal (IMC < 14,34).

Définitions

Les *groupes d'âge* suivants ont été définis : 4 et 5 ans, 6 et 7 ans, 8 et 9 ans, et 10 et 11 ans.

Le *revenu du ménage* a été déterminé d'après le revenu total du ménage et le nombre de personnes qui le constituent, de la façon suivante :

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

Pour déterminer l'*état de santé général* de l'enfant, on a demandé à un parent : « En général, diriez-vous que la santé de ... est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » On a regroupé les trois premières catégories, d'une part, et les deux dernières, d'autre part.

Pour déterminer si l'enfant faisait de l'*asthme*, le parent s'est vu demander : « Est-ce que l'enfant a déjà souffert d'asthme diagnostiqué par un spécialiste de la santé? » (Oui/Non).

La question suivante a été posée au parent pour déterminer si l'enfant présentait une *limitation d'activité* due à un problème de santé chronique : « Est-ce que l'enfant souffre de problèmes de santé de longue durée qui limitent complètement ou partiellement sa participation à l'école, au jeu ou à toute autre activité normale pour un enfant de son âge? » (Oui/Non)

On a demandé au directeur de l'école à quelle fréquence l'enfant faisait preuve de *confiance en soi*. Les réponses possibles étaient : jamais, rarement, parfois, habituellement et toujours. Les enfants pour lesquels la réponse était « toujours » ont été considérés comme ayant une forte confiance en soi.

On a demandé au parent : « Dans les 12 derniers mois, en dehors des heures de classe, à quelle fréquence l'enfant a-t-il participé à des sports quelconques dirigés ou enseignés? ». Les réponses possibles étaient : presque tous les jours, quelques fois par semaine,

environ une fois par semaine, environ une fois par mois et presque jamais. De la même façon, on a demandé au parent si l'enfant avait « participé à des activités physiques ou à des sports libres ». Dans les deux cas, les enfants pour lesquels la réponse avait été « presque tous les jours » ou « quelques fois par semaine » ont été regroupés dans la catégorie des enfants *faisant fréquemment des sports dirigés/libres*.

Pour déterminer le nombre de *consultations avec un médecin*, le parent s'est vu demander : « Au cours de la dernière année, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un médecin généraliste ou un médecin de famille au sujet de la santé physique, émotive ou mentale de l'enfant? »

Une variable dérivée de situation familiale a été créée pour regrouper les enfants selon le nombre de parents avec lesquels ils vivaient : les deux parents; un seul parent et aucun des deux parents. Les parents sont soit les parents biologiques, les parents adoptifs, les beaux-parents et les parents d'accueil. D'après la valeur de cette variable, les enfants ont été classés en deux groupes selon qu'ils *vivaient avec deux parents* ou non.

Le *niveau de scolarité du parent* a été défini comme étant : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles ou diplôme d'études postsecondaires.

Cette autre question a aussi été posée au parent : « À l'heure actuelle, fumez-vous des cigarettes tous les jours, à l'occasion ou jamais? » Les personnes qui fumaient tous les jours ou à l'occasion ont été groupées dans la catégorie des *fumeurs*.

Finalement, le parent s'est vu poser la question suivante : « Est-ce qu'un état physique ou un état mental ou un problème de santé réduit la quantité ou le genre d'activité que vous pouvez faire dans des activités comme les déplacements pour vous rendre au travail ou les loisirs? » (Oui/Non)

Le parent a en outre été invité à répondre aux énoncés suivants : « Veuillez me dire si vous êtes entièrement d'accord, d'accord, en désaccord ou entièrement en désaccord avec les énoncés suivants au sujet de votre quartier. »

- Il y a des parcs sécuritaires, des terrains de jeux et des endroits pour jouer dans ce quartier.
- Les enfants peuvent jouer dehors durant la journée en toute sécurité.

Dans les deux cas, on a regroupé, d'une part, toutes les réponses « entièrement d'accord » et, d'autre part, toutes les autres réponses.

Tableau 1
Pourcentage d'enfants de poids normal et d'enfants faisant de l'embonpoint ou obèses âgés de 4 à 11 ans physiquement actifs, selon certaines caractéristiques, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Total†	Poids normal	Embonpoint/Obèse
	% physiquement actifs‡		
Garçons et filles confondus	37	38	34
Garçons	39*	40*	38*
Filles§	34	36	30
Groupe d'âge			
4 et 5 ans§	37	38	38
6 et 7 ans	35	36	34
8 et 9 ans	35	38	29*
10 et 11 ans	38	41	26*
Regarde fréquemment la TV			
Oui	32*	34*	31
Non§	37	39	32
Joue fréquemment à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo			
Oui	38	40	34
Non§	36	38	34
Nombre élevé d'heures d'éducation physique			
Oui	38*	40	32*
Non§	33	37	23
Données manquantes/ Sans objet	37*	38	37*

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1994-1995

Nota : Fondé sur un échantillon de 8 419 enfants de poids normal et 4 067 enfants faisant de l'embonpoint ou obèses.

† Y compris les enfants pour lesquels la valeur de l'IMC manque.

‡ Le parent considère l'enfant comme « un peu plus » ou « beaucoup plus » actif que les autres enfants de même âge et de même sexe.

§ Catégorie de référence.

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

les enfants). Selon cette définition, la proportion d'enfants physiquement actifs ne variait pas de façon significative en fonction du poids : 38 % des enfants de poids normal étaient physiquement actifs comparativement à 34 % des enfants faisant de l'embonpoint ou obèses.

Les associations entre l'activité physique et le sexe d'un enfant sont bien connues. Dans une certaine mesure, elles pourraient résulter de l'importance sociale différente accordée aux sports selon le sexe et de différences psychologiques entre les garçons et les filles¹⁸. À l'instar des résultats d'autres études¹⁹⁻²⁵, ceux de la présente analyse montrent qu'en 1994-1995, un pourcentage significativement plus faible de filles que de garçons étaient physiquement actifs : 34 % contre 39 % (tableau 1). L'écart était particulièrement prononcé chez les enfants obèses

ou faisant de l'embonpoint, parmi lesquels 30 % des filles étaient actives comparativement à 38 % des garçons.

Selon d'autres études, les enfants plus âgés ont tendance à être moins actifs que leurs homologues plus jeunes^{21,26,27}, mais, d'après la mesure utilisée pour la présente analyse, les enfants de 10 à 11 ans de poids normal sont tout aussi susceptibles d'être actifs que ceux de 4 à 5 ans. Par contre, pour les enfants faisant de l'embonpoint ou obèses, les résultats concordent avec les données publiées, indiquant qu'une proportion plus forte d'enfants de 4 à 5 ans que d'enfants de 8 à 11 ans sont physiquement actifs.

L'effet du temps passé devant la télévision varie

Une association a été constatée à maintes reprises, chez les enfants, entre le temps passé à regarder la télévision et l'embonpoint ou l'obésité^{6,19,28,29}. Il s'agit d'un passe-temps certes sédentaire qui donne aussi l'occasion de grignoter. En outre, la publicité qu'offre la télévision peut influencer les choix alimentaires des enfants^{18,30}.

L'association entre le nombre d'heures passées à regarder la télévision et l'activité physique n'est pas aussi évidente et pourrait varier selon le groupe d'enfants. Ainsi, d'après des études américaines, les garçons regardent davantage la télévision que les filles, mais ils sont aussi plus susceptibles de faire du sport²³. L'analyse des données de l'ELNEJ indique que les enfants de poids normal qui regardent la télévision au moins deux heures par jour ne sont pas aussi susceptibles d'être physiquement actifs que ceux qui passent moins de temps devant un téléviseur : 34 % des enfants regardant fréquemment la télévision étaient physiquement actifs comparativement à 39 % de ceux qui le font moins souvent. Chez les enfants de corpulence plus forte, la proportion de sujets physiquement actifs ne varie pas en fonction du nombre d'heures passées devant la télévision.

Jusqu'à présent, moins d'attention a été accordée à la relation entre l'activité physique et le temps passé à jouer à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo qu'à la relation entre l'activité physique et le temps passé à regarder la télévision. Une autre étude (visant des enfants de 7 à 11 ans) fondée sur l'ELNEJ montre que, comme le temps passé à regarder la télévision, celui consacré à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo est associé à l'embonpoint ou à l'obésité³¹. Cependant, la présente analyse des données de l'ELNEJ ne révèle aucune association statistiquement significative entre le fait de jouer à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo et l'activité physique, quel que soit le poids.

Méthodologie

Source des données

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) est une enquête bisannuelle réalisée par Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada. Lancée en 1994-1995, elle comporte une composante longitudinale et une composante transversale. Elle est conçue pour suivre un échantillon représentatif d'enfants canadiens de 0 à 11 ans en provenance de toutes les provinces et de tous les territoires jusqu'à l'âge adulte.

Dans chaque ménage sélectionné au hasard pour participer à l'enquête, un enfant a généralement été sélectionné, mais jusqu'à quatre l'ont été dans certains cas. Un parent (habituellement la mère) a répondu à un ensemble de questions conçues pour recueillir des renseignements sur ses caractéristiques socioéconomiques et son état de santé général, ainsi que sur les caractéristiques socioéconomiques et l'état de santé général de son conjoint ou partenaire et de l'enfant, y compris des renseignements sur la santé et le milieu social de l'enfant. Pour certaines questions (p. ex., les cours d'éducation physique), les renseignements ont été recueillis auprès du directeur de l'école fréquentée par l'enfant.

En 1994-1995 (cycle 1), 15 579 ménages ont été sélectionnés pour participer à l'ELNEJ. De ces ménages, 13 439 ont répondu, ce qui donne un taux global de réponse des ménages de 86,3 %. Pour les cycles de 1996-1997 et 1998-1999 (cycles 2 et 3), les taux de réponse longitudinaux, calculés en se fondant sur les 16 903 personnes ayant participé au cycle 1, sont de 92 % (15 468 répondants) et 89 % (15 005 répondants), respectivement.

L'analyse a été limitée à un sous-échantillon d'enfants des 10 provinces qui avaient de 4 à 11 ans en 1994-1995. L'échantillon transversal comprend 14 226 enfants dont on connaissait le poids et la taille et le sous-échantillon longitudinal comprend 8 387 de ces enfants pour lesquels des données ont été recueillies lors des cycles 2 et 3 (tableaux A et B en annexe). De ceux-ci, 3 354 satisfaisaient aux critères pour être inclus dans les modèles de régression logistique, c'est-à-dire qu'ils n'étaient physiquement actifs lors d'aucun cycle ou qu'ils étaient devenus actifs au deuxième cycle et avaient maintenu ce niveau d'activité au troisième cycle. Les enfants dont la trajectoire d'activité a été différente ne font pas partie du champ de l'analyse longitudinale.

Techniques d'analyse

Les enfants qui ont participé à l'enquête ont été classés selon leur indice de masse corporelle (IMC) en 1994-1995. L'analyse établit le niveau d'activité physique en 1994-1995 pour les enfants de poids

normal et les enfants faisant de l'embonpoint ou obèses selon le sexe, l'âge et la fréquence de la participation à trois activités, à savoir regarder la télévision, jouer à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo, et suivre un cours d'éducation physique.

L'analyse longitudinale porte uniquement sur les 4 732 enfants considérés comme étant inactifs en 1994-1995 afin de déterminer quels facteurs (mesurés en 1994-1995) sont associés de façon significative au fait d'être devenus actifs en 1996-1997 et d'avoir continué de l'être en 1998-1999. L'étude compare ensuite les enfants qui étaient inactifs lors de la période de référence, mais qui étaient devenus physiquement actifs deux ans plus tard et qui l'étaient encore deux années après cela et ceux qui sont demeurés inactifs pendant toute la période visée par l'étude (de 1994-1995 à 1998-1999). L'analyse a été réalisée séparément pour les enfants dont le poids était normal en 1994-1995 et pour ceux qui faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses. Les modèles incluent les occupations sédentaires ou actives sur lesquelles porte l'analyse, c'est-à-dire regarder la télévision, jouer à des jeux d'ordinateur ou à des jeux vidéo et suivre un cours d'éducation physique à l'école. Des corrections ont été faites pour tenir compte de l'effet de certaines caractéristiques de l'enfant, à savoir l'âge, le sexe, le revenu du ménage, l'état de santé général, la présence d'asthme, la limitation des activités due à un problème de santé chronique, la dépression, la confiance en soi, la participation à des sports dirigés ou libres, les modalités de logement (avec les deux parents ou non), l'existence de parcs et de terrains de jeux dans le quartier, la possibilité ou non de jouer dehors en sécurité, le nombre de consultations d'un omnipraticien, ainsi que le niveau de scolarité, la situation d'usage du tabac et la situation de limitation des activités du parent (tableau C en annexe). L'ELNEJ n'étant pas conçue pour étudier les déterminants de l'activité physique, le choix des variables de contrôle est limité. Par exemple, il aurait été préférable de corriger pour le niveau d'activité physique du parent plutôt que d'utiliser la situation d'usage du tabac comme indicateur des comportements ayant un effet sur la santé.

Les données ont été pondérées au moyen de poids transversaux ou longitudinaux, selon le besoin, de sorte qu'elles soient représentatives de la population à domicile du Canada âgée de 4 à 11 ans en 1994-1995. Le seuil de signification statistique a été fixé à $p \leq 0,05$. Pour tenir compte du plan de sondage complexe, la méthode du *bootstrap* a été utilisée pour faire les tests de signification et estimer la variance³²⁻³⁴. Des modifications ont été apportées aux poids d'échantillonnage de l'ELNEJ en septembre 2003. La présente analyse repose toutefois sur les poids qui avaient été déterminés avant ces modifications.

Cours d'éducation physique

Le cours d'éducation physique donné à l'école offre aux enfants une autre occasion d'être actifs. D'après les données de l'ELNEJ, il existe une association significative entre le nombre d'heures d'éducation physique et l'activité physique, mais uniquement chez les enfants de corpulence forte. Près du tiers (32 %) des enfants faisant de l'embonpoint ou obèses dont le nombre d'heures d'éducation physique était élevé (en moyenne, au moins 18 minutes par jour) étaient physiquement actifs, comparativement à 23 % de ceux dont le nombre d'heures d'éducation physique étaient plus faible. Chez les enfants de poids normal, le taux de prévalence de l'activité physique ne variait pas de façon significative en fonction du nombre d'heures d'éducation physique (40 % contre 37 %).

Quatre ans plus tard

La plupart des travaux de recherche sur l'activité physique chez les enfants se fondent sur des données transversales, si bien qu'il est difficile de dégager les relations de cause à effet. Toutefois, les données longitudinales de l'ELNEJ permettent à tout le moins d'établir des associations temporelles entre les divers facteurs et l'adoption et le maintien d'un mode de vie actif. Si l'on s'en tient aux critères assez stricts adoptés pour la présente analyse, à peine 38 % des enfants de poids normal et 34 % des enfants faisant de l'embonpoint ou obèses de 4 à 11 ans étaient « physiquement actifs » en 1994-1995. Les 62 % d'enfants de poids normal et les 66 % d'enfants faisant de l'embonpoint ou obèses restants étaient « inactifs ». Ces enfants inactifs ont été suivis pendant quatre années afin de déterminer lesquels étaient devenus « actifs » en 1996-1997 et l'étaient encore en 1998-1999, ainsi que les facteurs associés à ce changement de comportement. Chez les enfants faisant de l'embonpoint ou obèses non classés dans la catégorie des enfants actifs en 1994-1995, 11 % étaient devenus actifs en 1996-1997 et l'étaient encore deux ans plus tard. Pour les enfants de poids normal, la proportion correspondante est de 13 %.

Si les proportions d'enfants faisant de l'embonpoint ou obèses et d'enfants de poids normal devenus actifs sont comparables, les facteurs associés à ce changement de comportement peuvent différer selon le groupe. Outre les passe-temps et les activités sur lesquels se concentre la présente analyse (regarder la télévision, jouer à des jeux d'ordinateurs ou des jeux vidéo et le nombre d'heures d'éducation physique), d'autres variables ont également été prises en compte. La plupart de celles-ci ont trait à l'enfant, comme l'IMC, l'âge, le sexe, le revenu du ménage, l'état de santé général, la présence d'asthme, la

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes pour l'adoption et le maintien d'un mode de vie physiquement actif[†] en 1998-1999, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 4 à 11 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Poids en 1994-1995			
	Normal [‡]		Embonpoint/Obèse [§]	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Regarde fréquemment la TV				
Oui	0,97	0,61-1,53	0,38*	0,18-0,80
Non ^{††}	1,00	...	1,00	...
Joue fréquemment à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo				
Oui	0,65	0,38-1,13	1,19	0,58-2,44
Non ^{††}	1,00	...	1,00	...
Nombre élevé d'heures d'éducation physique				
Oui	0,88	0,47-1,63	2,64*	1,10-6,33
Non ^{††}	1,00	...	1,00	...
Données manquantes/ Sans objet	0,67	0,34-1,32	1,25	0,42-3,67

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier longitudinal, 1994-1995 à 1998-1999.

Nota : Corrigé pour le quartile d'IMC, le sexe, l'âge, le revenu du ménage, l'état de santé général, la limitation des activités, l'asthme, la confiance en soi, la participation à des sports dirigés et à des sports libres, le nombre de consultations avec un médecin et les modalités de logement de l'enfant, ainsi que pour le niveau de scolarité, la limitation des activités et la situation d'usage du tabac du parent, ainsi que pour la proximité de parcs et de terrains de jeux et la sécurité du voisinage.

[†] Le parent considère l'enfant comme « un peu plus » ou « beaucoup plus » actif que les autres enfants de même âge et de même sexe.

[‡] Fondé sur un échantillon de 2 233 enfants de poids normal qui étaient inactifs en 1994-1995 et qui l'étaient encore en 1996-1997 et en 1998-1999 (1 937) ou qui étaient devenus actifs en 1996-1997 et l'étaient encore en 1998-1999 (296).

[§] Fondé sur un échantillon de 1 121 enfants faisant de l'embonpoint ou obèses qui étaient inactifs en 1994-1995 et qui l'étaient encore en 1996-1997 et en 1998-1999 (999) ou qui étaient devenus actifs en 1996-1997 et l'étaient encore en 1998-1999 (122).

^{††} Catégorie de référence.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

limitation des activités due à un problème de santé chronique, le niveau de confiance en soi, la participation à des activités sportives dirigées ou libres, la consultation d'un omnipraticien, le fait de vivre ou non avec les deux parents, la proximité de parcs et de terrains de jeux, et la sécurité du quartier. Certaines caractéristiques du parent ont aussi été considérées, dont le niveau de scolarité, la situation d'usage du tabac et la limitation des activités.

Lorsque l'effet de ces variables est neutralisé, le nombre d'heures passées à regarder la télévision ou

Limites

La définition du résultat, c'est-à-dire devenir physiquement actif, utilisée pour la présente analyse n'est guère idéale (voir *Mesure de l'activité physique et du poids chez les enfants*). Il ne s'agit pas d'une mesure empirique de la dépense d'énergie ni même du temps consacré à l'activité physique, mais plutôt d'une évaluation subjective, faite par le parent, du niveau d'activité de l'enfant comparativement à celui d'autres enfants du même âge et du même sexe. Par conséquent, les résultats de l'analyse pourraient ne pas être directement comparables aux mesures objectives de l'activité physique.

En outre, pour être classé dans la catégorie « physiquement actif », un enfant devait être jugé au moins « un peu plus actif » que ses pairs. Il est probable que l'évaluation faite par le parent (la mère dans la plupart des cas) soit fondée sur son observation des amis de l'enfant. Donc, une norme différente est utilisée pour chaque enfant. Qui plus est, comme les enfants pourraient choisir leurs amis en fonction de leur degré d'activité physique, un enfant très actif ayant des amis actifs pourrait être catégorisé comme étant « également » actif et, par conséquent, être classé dans la catégorie des enfants « inactifs ». Par contre, un enfant relativement inactif dont les amis sont encore moins actifs serait classé dans la catégorie des enfants « actifs ». En effet, une totalisation transversale révèle que, si l'on s'appuie sur cette définition prudente, 48 % seulement des enfants qui participaient régulièrement à des sports libres ont été classés dans la catégorie des enfants « physiquement actifs » en 1994-1995. Le choix de la participation à des sports dirigés et libres comme variables dépendantes dans l'analyse longitudinale (par opposition à l'évaluation faite par le parent du degré d'activité physique de l'enfant comparativement à ses pairs) a été impossible parce que des modifications importantes ont été apportées aux questions lors des cycles subséquents de l'enquête.

Néanmoins, la mesure utilisée est cohérente au fil du temps, en ce sens que les observations ont été faites par la même personne (le parent). Si cette personne, en principe proche de l'enfant, a perçu une modification soutenue de l'activité, un changement a probablement eu lieu. Afin de mieux tenir compte de ces problèmes de perception et de classification, les fréquences de participation à des sports dirigés et à des sports libres en 1994-1995 ont été utilisées comme variables de contrôle dans l'analyse longitudinale.

Puisque les aptitudes et les intérêts des garçons et des filles diffèrent considérablement, particulièrement en ce qui a trait au sport

et à l'activité physique, il aurait été préférable de procéder à une analyse distincte selon le sexe. Cependant, ce genre de ventilation a été impossible à cause de la petite taille de l'échantillon de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). Qui plus est, les intérêts des enfants ont tendance à changer lorsqu'ils arrivent à l'adolescence, si bien qu'un examen des données selon le groupe d'âge aurait été intéressant, surtout chez les enfants plus âgés (ceux de 10 et 11 ans lors de la période de référence) qui, durant la période couverte par l'enquête, pourraient être entrés au cycle inférieur ou même supérieur du secondaire. Malheureusement, de nouveau, la taille de l'échantillon n'a pas permis ce genre d'analyse.

L'ELNEJ n'est pas conçue spécialement pour mesurer les prédicteurs de l'activité physique, si bien que les renseignements sur de nombreuses variables importantes, comme les aptitudes athlétiques, le niveau d'activité des parents, la confiance en sa capacité à participer aux activités physiques et d'autres variables psychologiques, n'ont pas été recueillis.

Les réponses à toutes les questions concernant l'enfant ont été recueillies par procuration, la plupart auprès du parent, mais quelques-unes auprès du directeur de l'école fréquentée par l'enfant. Certaines de ces réponses auraient peut-être été différentes si l'enfant avait répondu lui-même aux questions.

Certaines études montrent que le temps consacré à l'éducation physique est généralement surestimé par les directeurs d'école³⁵, mais cette situation ne devrait pas influencer fortement le groupement des participants à l'enquête dans les catégories d'enfants qui reçoivent un nombre « élevé » ou « faible » d'heures d'éducation physique. Cependant, l'évaluation du nombre d'heures d'éducation physique pourrait être corrélée à d'autres caractéristiques de l'école non incluses dans l'enquête, mais susceptibles d'être associées à la probabilité que l'enfant devienne physiquement actif.

On a procédé à la pondération du fichier longitudinal pour les personnes qui ont participé au cycle 1 et au moins à l'un des deux cycles suivants (certains non-répondants au cycle 2 ont été convertis en répondants au cycle 3). Cependant, seuls les enfants qui ont participé aux trois cycles sont visés par l'analyse, ce qui pourrait introduire un biais si ceux qui sont exclus diffèrent systématiquement de ceux qui ont été retenus pour l'analyse.

à jouer à des jeux d'ordinateurs ou des jeux vidéo et le nombre d'heures d'éducation physique n'ont aucun impact significatif sur la cote exprimant la possibilité que les enfants de poids normal adoptent et maintiennent un mode de vie physiquement actif (tableau 2).

Chez les enfants faisant de l'embonpoint ou obèses, deux facteurs exercent une influence, à savoir le temps passé devant la télévision et le nombre d'heures d'éducation physique. Parmi cette catégorie d'enfants, la cote exprimant la possibilité de devenir et de demeurer actif est significativement plus faible pour ceux qui regardent la télévision plus de deux heures par jour que pour ceux qui passent moins de temps devant un téléviseur. Par ailleurs, la cote exprimant la possibilité d'être devenu actif en 1996-1997 et de l'être encore en 1998-1999 était nettement plus élevée pour les enfants faisant de l'embonpoint ou obèses recevant au moins 18 minutes par jour d'éducation physique en 1994-1995 que pour ceux dont l'horaire de cours comptait moins d'heures d'éducation physique.

Mot de la fin

La présente analyse des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes révèle une association entre le nombre d'heures d'éducation physique et le temps passé à regarder la télévision, d'une part, et la cote exprimant la possibilité que des enfants inactifs deviennent actifs, mais uniquement chez ceux qui font de l'embonpoint ou sont obèses. Donc, s'il semble salubre d'encourager les enfants à suivre le cours d'éducation physique et à passer moins de temps devant la télévision, les résultats de l'étude soulignent l'influence considérable du poids sur la probabilité que l'enfant bénéficie d'activités particulières.

Ces résultats sont particulièrement importants à une époque où la prévalence de l'obésité juvénile augmente et, comme l'ont observé les chercheurs partout en Amérique du Nord, le temps consacré au programme d'éducation physique dans les écoles a diminué considérablement³.

Références

1. M.S. Tremblay, P.T. Katzmarzyk et J.D. Willms, « Temporal trends in overweight and obesity in Canada, 1981-1996 », *International Journal of Obesity*, 26(4), 2002, p. 538-543.
2. 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, étude commentée dans le *Journal de l'Association médicale canadienne*, 164(11), 29 mai 2001, p. 1563-1564, réponse de l'auteur p. 1564-1565 [erratum paru dans le *Journal de l'Association médicale canadienne*, 164(7), 2001, p. 970].
3. J. O'Loughlin, G. Paradis, N. Kishchuk *et al.*, « Prevalence and correlates of physical activity behaviors among elementary schoolchildren in multiethnic, low income, inner-city neighborhoods in Montreal, Canada », *Annals of Epidemiology*, 9(7), 1999, p. 397-407.
4. Institut canadien d'information sur la santé, *Les soins de santé au Canada 2002*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2002, disponible à : <http://secure.cih.ca/cihiweb/products/HRinsert2002fr.pdf>.
5. B. Livingstone, « Epidemiology of childhood obesity in Europe », Review, *European Journal of Pediatrics*, 159(supplément 1), 2000, p. S14-S34.
6. W.H. Dietz, « Health consequences of obesity in youth: childhood predictors of adult disease », *Pediatrics*, 101, 1998, p. 518-525.
7. S.S. Guo, A.F. Roche, W.C. Chumlea *et al.*, « The predictive value of childhood body mass index values for overweight at age 35 years », *American Journal of Clinical Nutrition*, 59(4), 1994, p. 810-819.
8. L.A. Baur, « Obesity: definitely a growing concern », *Medical Journal of Australia*, 174(11), 2001, p. 553-554.
9. R.E. Andersen, « The spread of the childhood obesity epidemic », *Canadian Medical Association Journal*, 2000, p. 1461-1462.
10. Santé Canada, *Guide d'activité physique canadien pour les enfants*, Ottawa, Santé Canada, 2002, disponible à : http://www.hc-sc.gc.ca/hppb/paguide/guides/fr/pdf/guide_k_fr.pdf.
11. Santé Canada, *Guide d'activité physique canadien pour les jeunes*, Ottawa, Santé Canada, 2002, disponible à : http://www.hc-sc.gc.ca/hppb/paguide/guides/fr/pdf/guide_y_fr.pdf.
12. Santé Canada, *Santé Canada publie un guide parental, un guide de l'enseignant et des revues interactives pour inciter les enfants et les jeunes à faire plus d'activité physique*, communiqué de presse paru le 22 novembre 2002, Ottawa, Santé Canada, disponible à : http://www.hc-sc.gc.ca/français/media/communiqués/2002/2002_76.htm.
13. J.F. Sallis, J.E. Alcaraz, T.L. McKenzie *et al.*, « Predictors of change in children's physical activity over 20 months. Variations by gender and level of adiposity », *American Journal of Preventive Medicine*, 16(3), 1999, p. 222-299.
14. 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*, 25, 2001, p. 822-829.

15. M.I. Goran, « Measurement issues related to studies of childhood obesity: assessment of body composition, body fat distribution, physical activity, and food intake », *Pediatrics*, 101(3 Pt 2), 1998, p. 505-518.
16. T. Baranowski, « Validity and reliability of self report measures of physical activity: an information processing perspective », *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 59, 1998, p. 314-327.
17. 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.
18. H.W. Kohl III, K.E. Hobbs, « Development of physical activity behaviors among children and adolescents », *Pediatrics*, 101(3 Pt 2), 1998, p. 549-554.
19. R.E. Andersen, C.J. Crespo, S.J. Bartlett *et al.*, « Relationship of physical activity and television watching with body weight and level of fatness among children: results from the Third National Health and Nutrition Examination Survey », *Journal of the American Medical Association*, 279(12), 1998, p. 938-942.
20. J.W. Higgins, C. Gaul, S. Gibbons *et al.*, « Factors influencing physical activity levels among Canadian youth », *La revue canadienne de santé publique*, 94(1), 2003, p. 45-51.
21. « Surgeon General's Report on Physical Activity and Health », from the Centers for Disease Control and Prevention, *Journal of the American Medical Association*, 276(7), 1996, p. 522.
22. C.J. Crespo, E. Smit, R.P. Troiano *et al.*, « Television watching, energy intake, and obesity in US children: results from the third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994 », *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 155(3), 2001, p. 360-365.
23. S.G. Trost, R.R. Pate, M. Dowda *et al.*, « Gender differences in physical activity and determinants of physical activity in rural fifth grade children », *The Journal of School Health*, 66(4), 1996, p. 145-150.
24. J.F. Sallis, « Epidemiology of physical activity and fitness in children and adolescents », Review, *Critical Reviews in Food Science and Nutrition*, 33(4-5), 1993, p. 403-408.
25. C.H. Lindquist, K.D. Reynolds et M.I. Goran, « Sociocultural determinants of physical activity among children », *Preventive Medicine*, 29(4), 1999, p. 305-312.
26. K.R. Allison et E.M. Adlaf, « Age and sex differences in physical inactivity among Ontario teenagers », *La revue canadienne de santé publique*, 88(3), 1997, p. 177-180.
27. T.J. Bungum et M.L. Vincent, « Determinants of physical activity among female adolescents », *American Journal of Preventive Medicine*, 13(2), 1997, p. 115-122.
28. R. Lowry, H. Wechsler, D.A. Galuska *et al.*, « Television viewing and its associations with overweight, sedentary lifestyle, and insufficient consumption of fruits and vegetables among US high school students: differences by race, ethnicity, and gender », *The Journal of School Health*, 72(10), 2002, p. 413-421.
29. G.M. Felton, M. Dowda, D.S. Ward *et al.*, « Differences in physical activity between black and white girls living in rural and urban areas », *The Journal of School Health*, 72(6), 2002, p. 250-255.
30. H.L. Taras, J.F. Sallis, T.L. Patterson *et al.*, « Television's influence on children's diet and physical activity », *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics*, 10(4), 1989, p. 176-180.
31. M. Tremblay et J.D. Willms, « Is the Canadian childhood obesity epidemic related to physical activity? », *International Journal of Obesity*, 27(9), 2003, p. 1100-1105.
32. 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).
33. 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.
34. 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.
35. M. Tremblay, T. Pella et K. Taylor, « The quality and quantity of school-based physical education: A growing concern », *The Canadian Association for Health, Physical Education, Recreation and Dance Journal*, Winter, 1996, p. 4-7.

Annexe

Tableau A

Taille des échantillons du fichier transversal, population à domicile de 4 à 11 ans de poids normal et faisant de l'embonpoint ou obèse, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Total†		Poids normal			Embonpoint/Obèse		
	Taille de l'échantillon	Population estimée						
		milliers %		milliers %		milliers %		milliers %
Garçons et filles confondus	14 226	3 129,0 100,0	8 419	1 909,1 100,0	4 067	844,3 100,0		
Garçons	7 230	1 599,1 51,1	4 273	967,9 50,7	2 038	437,5 51,8		
Filles	6 996	1 529,9 48,9	4 146	941,2 49,3	2 029	406,8 48,2		
Groupe d'âge								
4 et 5 ans	3 728	800,1 25,6	2 087	448,1 23,5	1 172	247,6 29,3		
6 et 7 ans	3 550	763,6 24,4	1 979	423,5 22,2	1 081	231,0 27,4		
8 et 9 ans	3 514	783,0 25,0	2 077	492,5 25,8	1 067	214,5 25,4		
10 et 11 ans	3 434	782,3 25,0	2 276	544,9 28,5	747	151,2 17,9		
Regarde fréquemment la TV								
Oui	3 287	669,5 21,4	1 902	397,3 20,8	1 048	203,0 24,0		
Non	10 387	2 351,0 75,1	6 377	1 482,3 77,6	2 896	616,0 73,0		
Données manquantes	552	108,6 3,5	140	29,5 1,5	123	25,2 3,0		
Joue fréquemment à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo								
Oui	3 414	738,7 23,6	2 045	451,9 23,7	1 035	216,9 25,7		
Non	10 542	2 343,2 74,9	6 369	1 456,4 76,3	3 025	626,4 74,2		
Données manquantes	270	47,1 1,5	5	F F	7	F F		
Nombre élevé d'heures d'éducation physique								
Oui	2 726	590,5 18,9	1 695	382,2 20,0	741	140,8 16,7		
Non	2 341	481,5 15,4	1 410	296,6 15,5	716	144,4 17,1		
Données manquantes/Sans objet	9 159	2 057,0 65,7	5 314	1 230,4 64,4	2 610	559,1 66,2		

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1994-1995

† Y compris les enfants pour lesquels la valeur de l'IMC manque.

F Coefficient de variation supérieur à 33 %.

Tableau B
Taille des échantillons du fichier longitudinal, population à domicile de 4 à 11 ans de poids normal et faisant de l'embonpoint ou obèse, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Poids normal		Embonpoint/Obèse		Poids normal		Embonpoint/Obèse	
	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	%
Garçons et filles confondus	2 233	779 100,0	1 121	350 100,0				
Regarde fréquemment la TV								
Oui	553	171 21,9	305	97 27,6				
Non	1 651	600 77,0	785	244 69,8				
Données manquantes	29	8 ^{E1} 1,0 ^{E1}	31	9 ^{E2} 2,6 ^{E2}				
Joue fréquemment à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo								
Oui	534	179 22,9	285	98 28,1				
Non	1 698	599 76,9	834	251 71,8				
Données manquantes	1	F F	2	F F				
Nombre élevé d'heures d'éducation physique								
Oui	451	165 21,2	198	56 16,0				
Non	390	117 15,0	249	80 22,8				
Données manquantes/ Sans objet	1 392	497 63,8	674	214 61,2				
Indice de masse corporelle								
Quartile inférieur	542	194 24,9	202	70 20,0				
Les trois quartiles supérieurs	1 691	584 75,1	919	280 80,0				
Sexe								
Garçons	1 073	382 49,1	508	169 48,3				
Filles	1 160	397 50,9	613	181 51,7				
Groupe d'âge								
4 et 5 ans	606	196 25,2	308	100 28,7				
6 et 7 ans	525	177 22,7	274	85 24,2				
8 et 9 ans	533	202 26,0	309	102 29,2				
10 et 11 ans	569	204 26,2	230	63 17,9				
Revenu du ménage								
Inférieur/moyen-inférieur	349	120 15,4	202	56 16,0				
Moyen	805	275 35,3	419	122 34,8				
Moyen-supérieur	829	273 35,1	409	139 39,6				
Supérieur	361	112 14,3	91	34 9,6				
État de santé général								
Excellent/très bon/bon	2 190	765 98,2	1 092	342 97,8				
Passable/mauvais	43	14 1,8	29	8 ^{E2} 2,2 ^{E2}				
Problème de santé chronique limitant les activités								
Oui	98	33 4,3	1 066	18 5,0				
Non	2 135	745 95,7	55	333 95,0				
Asthme								
Oui	282	101 13,0	177	56 15,9				
Non	1 951	677 87,0	944	295 84,1				
Forte confiance en soi								
Oui	254	83 10,7	112	32 9,2				
Non	913	315 40,4	496	157 44,8				
Données manquantes	1 066	380 48,9	513	161 46,0				
Participe fréquemment à des sports dirigés								
Oui					518	180 23,1	264	80 22,9
Non					1 714	597 76,7	855	270 77,0
Données manquantes					1	F F	2	F F
Participe fréquemment à des sports libres								
Oui					1 295	426 54,7	661	203 58,1
Non					937	352 45,2	458	146 41,8
Données manquantes					1	F F	2	F F
Consultation d'un médecin l'année précédente								
Aucune					717	254 32,6	324	117 33,4
Une fois					525	176 22,6	261	80 22,8
Deux fois ou plus					989	348 44,8	535	153 43,8
Données manquantes					2	F F	1	F F
Vit avec deux parents								
Oui					2 007	691 88,7	959	297 84,8
Non					225	87 11,2	162	53 15,2
Niveau de scolarité du parent								
Pas de diplôme d'études secondaires					361	137 17,6	186	62 17,7
Diplôme d'études secondaires					502	152 19,6	268	74 21,3
Études postsecondaires partielles					620	208 26,7	337	105 30,1
Diplôme d'études postsecondaires					740	280 35,9	327	107 30,7
Données manquantes					10	F F	3	F F
Parent fume								
Oui					691	223 28,7	426	111 31,7
Non					1 523	552 70,9	690	238 67,9
Données manquantes					19	4 F	5	F F
Parent limité dans ses activités								
Oui					121	39 5,1	75	23 6,6
Non					2 102	737 94,7	1 043	326 93,2
Données manquantes					10	2 F	3	F F
Parcs/Terrains de jeux à proximité								
Oui					604	239 30,7	297	128 36,5
Non					1 596	530 68,0	813	216 61,8
Données manquantes					33	10 ^{E1} 1,3 ^{E1}	11	F F
Quartier sûr								
Oui					1 017	312 40,1	505	158 45,1
Non					1 182	457 58,6	604	186 53,0
Données manquantes					34	10 ^{E1} 1,3 ^{E1}	12	F F

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier longitudinal, 1994-1995 à 1998-1999

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 %.

Tableau C

Rapports corrigés de cotes pour l'adoption et le maintien d'un mode de vie physiquement actifⁱ en 1998-1999, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 4 à 11 ans en 1994-1995, modèles minimal et complet, Canada, territoires non compris

	Poids en 1994-1995							
	Normal [†]				Embonpoint/Obèse [§]			
	Modèle minimal ^{††}		Modèle complet ^{††}		Modèle minimal ^{††}		Modèle complet ^{††}	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Regarde fréquemment la TV								
Oui	0,90	0,58- 1,39	0,96	0,61- 1,53	0,35*	0,17- 0,73	0,38*	0,18- 0,80
Non ^{§§}	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Joue fréquemment à des jeux d'ordinateur ou des jeux vidéo								
Oui	0,70	0,42- 1,18	0,65	0,38- 1,13	0,98	0,49- 1,96	1,19	0,58- 2,44
Non ^{§§}	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Nombre élevé d'heures d'éducation physique								
Oui	0,93	0,51- 1,71	0,88	0,47- 1,63	2,83*	1,11- 7,24	2,64*	1,10- 6,33
Non ^{§§}	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Données manquantes/Sans objet	0,89	0,52- 1,53	0,67	0,34- 1,32	1,52	0,65- 3,60	1,25	0,42- 3,67
Indice de masse corporelle								
Quartile inférieur			1,10	0,69- 1,75			2,20*	1,04- 4,67
Les trois quartiles supérieurs ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Sexe								
Garçons ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Filles			0,84	0,58- 1,22			0,50*	0,27- 0,91
Groupe d'âge								
4 et 5 ans ^{§§}			1,00	...			1,00	...
6 et 7 ans			1,13	0,65- 1,95			0,46	0,20- 1,09
8 et 9 ans			1,11	0,60- 2,03			0,31*	0,10- 0,94
10 et 11 ans			0,90	0,50- 1,60			0,24*	0,06- 0,85
Revenu du ménage								
Inférieur/moyen-inférieur			0,23*	0,10- 0,52			0,41	0,12- 1,36
Moyen			0,29*	0,17- 0,52			0,64	0,25- 1,66
Moyen-supérieur			0,29*	0,17- 0,52			0,56	0,22- 1,43
Supérieur ^{§§}			1,00	...			1,00	...
État de santé général								
Excellent/très bon/bon			1,18	0,26- 5,44			0,34	0,04- 2,68
Passable/mauvais ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Problème de santé chronique limitant les activités								
Oui			1,22	0,46- 3,24			0,22	0,04- 1,28
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Asthme								
Oui			0,81	0,46- 1,43			0,21*	0,07- 0,58
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Forte confiance en soi								
Oui			0,93	0,52- 1,67			1,61	0,68- 3,80
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Données manquantes			1,37	0,76- 2,48			1,24	0,54- 2,83
Participe fréquemment à des sports dirigés								
Oui			1,58*	1,05- 2,37			1,85	0,92- 3,74
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Participe fréquemment à des sports libres								
Oui			1,33	0,91- 1,95			0,81	0,43- 1,52
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Consultation d'un médecin l'année précédente								
Aucune ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Une fois			1,94*	1,16- 3,27			2,39*	1,06- 5,40
Deux fois ou plus			1,92*	1,19- 3,08			1,10	0,53- 2,25
Vit avec deux parents								
Oui			0,94	0,50- 1,78			0,46	0,18- 1,14
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...

Tableau C – fin

Rapports corrigés de cotes pour l'adoption et le maintien d'un mode de vie physiquement actif[†] en 1998-1999, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 4 à 11 ans en 1994-1995, modèles minimal et complet, Canada, territoires non compris

	Poids en 1994-1995							
	Normal [‡]				Embonpoint/Obèse [§]			
	Modèle minimal ^{††}		Modèle complet ^{††}		Modèle minimal ^{††}		Modèle complet ^{††}	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Niveau de scolarité du parent								
Pas de diplôme d'études secondaires			0,78	0,44- 1,39			0,39	0,13- 1,22
Diplôme d'études secondaires			1,26	0,73- 2,17			0,52	0,24- 1,13
Études postsecondaires partielles			1,05	0,65- 1,71			0,77	0,37- 1,59
Diplôme d'études postsecondaires ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Parent fume								
Oui			0,96	0,63- 1,48			1,25	0,65- 2,44
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Parent limité dans ses activités								
Oui			3,09*	1,67- 5,71			0,17*	0,04- 0,80
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Parcs/Terrains de jeux à proximité								
Oui			1,14	0,71- 1,86			0,88	0,46- 1,68
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...
Quartier sûr								
Oui			0,97	0,63- 1,49			0,58	0,31- 1,11
Non ^{§§}			1,00	...			1,00	...

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier longitudinal, 1994-1995 à 1998-1999

[†] Le parent considère l'enfant comme « un peu plus » ou « beaucoup plus » actif que les autres enfants de même âge et de même sexe.

[‡] Fondé sur un échantillon de 2 233 enfants de poids normal qui étaient inactifs en 1994-1995 et qui l'étaient encore en 1996-1997 et en 1998-1999 (1 937) ou qui étaient devenus actifs en 1996-1997 et l'étaient encore en 1998-1999 (296).

[§] Fondé sur un échantillon de 1 121 enfants faisant de l'embonpoint ou obèses qui étaient inactifs en 1994-1995 et qui l'étaient encore en 1996-1997 et en 1998-1999 (999) ou qui étaient devenus actifs en 1996-1997 et l'étaient encore en 1998-1999 (122).

^{††} Corrigé pour le sexe, l'âge, le revenu du ménage et le niveau de scolarité du parent.

^{‡‡} Corrigé pour toutes les variables énumérées.

^{§§} Catégorie de référence.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

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 %¹. 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 filles¹. D'aucuns attribuent cette tendance aux modes de vie caractéristiques d'une société « obésogène »².

Outre les problèmes d'acceptation sociale, d'image corporelle et d'estime de soi³, 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 orthopédiques⁴.

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.*⁵

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^e et 95^e centiles modélisées selon Cole *et al.*⁵ ont été définis comme faisant de l'embonpoint. De même, les jeunes dont l'IMC était égal ou supérieur au 95^e 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 actives⁶. 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 adulte⁷. 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^{7,8}. En fait, un indice de masse corporelle élevé à l'adolescence s'est révélé être un prédicteur du décès prématuré à l'âge adulte⁹.

Selon certaines études, l'obésité parentale est un facteur de risque d'obésité chez les enfants¹⁰⁻¹²; 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'exercice¹³⁻¹⁵.

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 parents¹⁵. 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 – auto-perception 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 juvénile¹⁶⁻¹⁸. 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	milliers	%	milliers	milliers	%	
Total	529	81	10[‡]	162	26	3[‡]	904	148	17	326	52	6
Groupe d'âge												
12 à 15 ans	301	44	10	81	14	3	485	85	18*	153	26	6
16 à 19 ans [†]	228	36	10	81	12	3	419	63	15	173	26	6
IMC du parent déclarant												
Obèse	163	24	18**	79	14	10**	224	32	22**	113	17	12**
Non obèse [†]	356	55	8	78	11 ^{E1}	2 ^{E1}	655	111	15	200	33	5
Activité durant les loisirs												
Inactif(ve)	184	28	11*	69	10	4**	176	28	16	91	13	7*
Moyennement actif(ve)	130	22	11*	39	5 ^{E1}	3 ^{E1}	167	25	14	66	13 ^{E1}	8*
Actif(ve) [†]	145	20	7	35	6 ^{E2}	2 ^{E2}	407	66	17	121	17	5
Catégorie d'usage du tabac												
Tous les jours/à l'occasion	79	13	11	24	3 ^{E2}	3 ^{E2}	144	22	18	55	8 ^{E1}	6
Ancien(ne) fumeur(euse)	91	11	10	34	6 ^{E1}	5 ^{E1}	133	18	15	48	8 ^{E1}	6 ^{E1}
N'a jamais fumé [†]	357	56	10	103	16	3	621	107	17	222	36	6
Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes												
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 ^{E1}	3 ^{E1}	302	50	16	94	17	6
Plus de 10 fois [†]	41	8 ^{E1}	17 ^{E1}	6	F	F	53	11 ^{E1}	23 ^{E1}	15	2 ^{E2}	F
Activité du parent déclarant durant les loisirs												
Inactif(ve)	289	44	10	105	17	4	474	78	17	187	32	7
Moyennement actif(ve)	121	18	10	25	4 ^{E2}	2 ^{E2}	220	34	17	63	8	4
Actif(ve) [†]	85	12	9	22	3 ^{E2}	2 ^{E2}	134	22	15	51	9 ^{E1}	6 ^{E1}
Catégorie d'usage du tabac du parent déclarant												
Tous les jours	142	19	10	67	9	5	230	34	17	106	16	7
À l'occasion	22	3 ^{E2}	9 ^{E2}	6	F	F	32	6 ^{E1}	19 ^{E1}	15	F	F
Ancien(ne) fumeur(euse)	223	35	10	56	8 ^{E1}	2 ^{E1}	420	66	17	128	19	5
N'a jamais fumé [†]	142	24	11	33	8 ^{E2}	3 ^{E1}	222	42	17	76	14	5
Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes du parent déclarant												
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 ^{E1}	3 ^{E1}	249	44	16	103	18	7
Plus de 10 fois [†]	18	3 ^{E2}	F	5	F	F	28	5 ^{E1}	16 ^{E2}	6	F	F
Revenu du ménage												
Inférieur/moyen-inférieur	44	7 ^{E1}	10 ^{E1}	18	F	F	76	13	16	35	6 ^{E2}	8 ^{E2}
Moyen	115	16	10	45	8 ^{E1}	5 ^{E1}	175	26	15	71	11 ^{E1}	7 ^{E1}
Moyen-supérieur/supérieur [†]	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

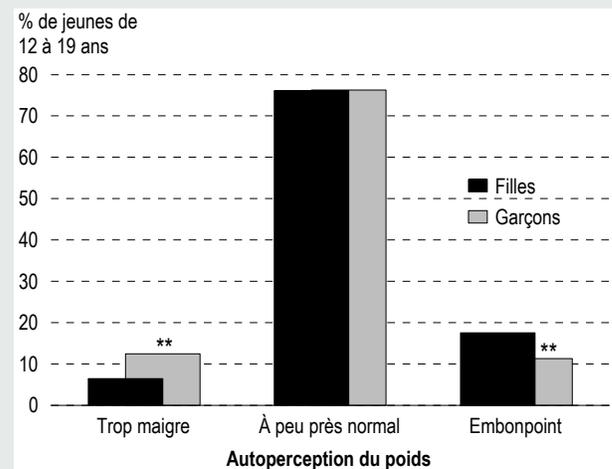
Selon l'ESCC de 2000-2001, environ les trois quarts (76 %) des garçons et des filles de 12 à 19 ans pensaient que leur poids était « à peu près normal » (graphique). Les garçons étaient plus susceptibles que les filles de se juger trop maigres (12 % contre 6 % des filles), tandis qu'une plus forte proportion 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 adolescents¹⁹. 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 non¹⁹. 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	%
Autoperception du poids									
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 publié²⁰.

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.

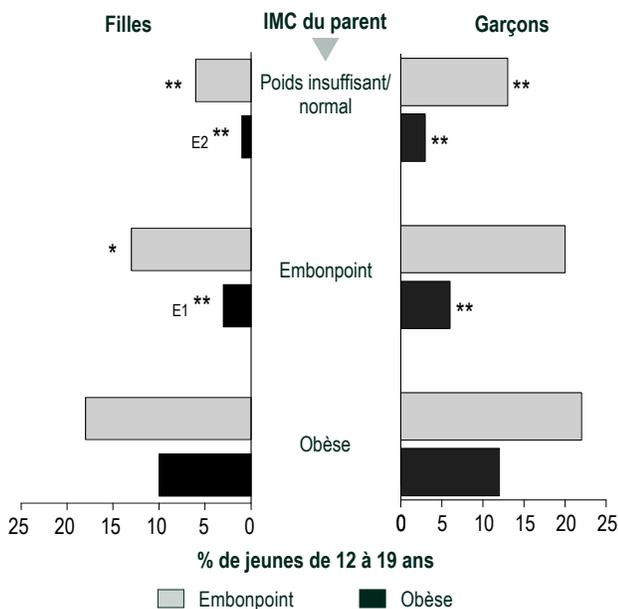
La régression logistique multiple a servi à modéliser les associations entre l'obésité juvénile et certaines caractéristiques ainsi que certains comportements influant sur la santé de l'adolescent et du parent déclarant, le tout en tenant compte de l'effet de l'âge de l'adolescent et du revenu du ménage. 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^{11,13,21}. 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^{22,23}, 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 sondage²⁴⁻²⁶. 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

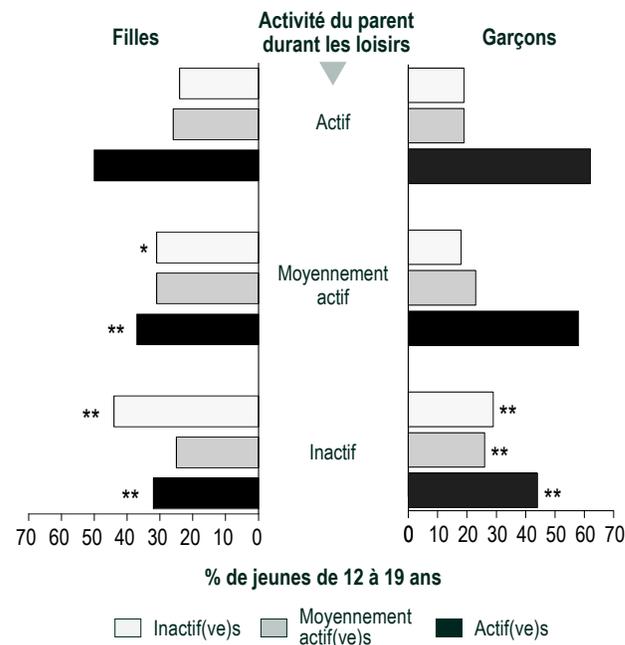


Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001
 * Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent est obèse ($p < 0,05$, corrigée pour les comparaisons multiples).
 ** Valeur significativement 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 fumer²⁷.

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



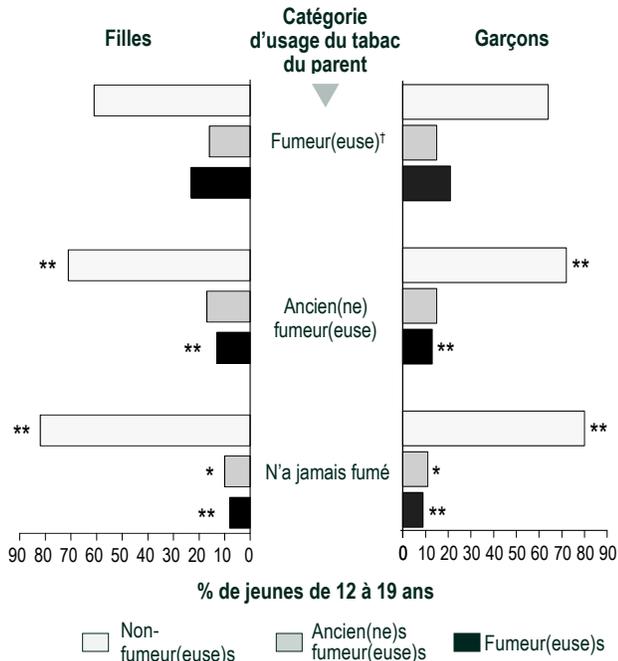
Source des données : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1, 2000-2001
 * Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent est actif ($p < 0,05$, corrigée pour les comparaisons multiples).
 ** Valeur significativement 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 antérieures¹⁰⁻¹², 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.

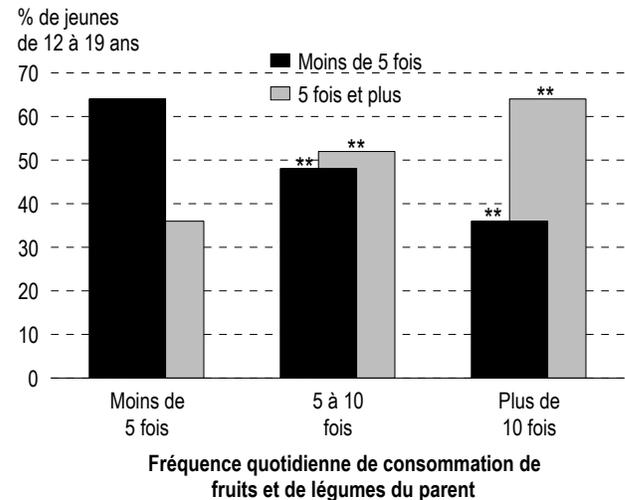
* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie correspondante dans un ménage où le parent fume ($p < 0,05$, corrigée pour les comparaisons multiples).

** 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 femmes²¹. Il se pourrait aussi que les filles aient tendance à contrôler leur poids en mangeant moins plutôt qu'en faisant de l'exercice²⁸, 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 %
Âge (variable continue)	0,98	0,86- 1,11	1,11*	1,00- 1,22
IMC du parent déclarant				
Obèse	5,94**	3,54- 9,95	2,88**	1,96- 4,22
Non obèse†	1,00	...	1,00	...
Activité durant les loisirs				
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	...
Catégorie d'usage du tabac				
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	...
Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes				
Moins de 5 fois	1,27	0,77- 2,10	1,02	0,70- 1,48
5 fois et plus†	1,00	...	1,00	...
Catégorie d'usage du tabac du parent déclarant				
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	...
Revenu du ménage				
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^{22,29}. Certaines données laissent entendre que, chez les femmes adultes, le renoncement au tabac peut déclencher des changements métaboliques qui contribuent au gain de poids³⁰. 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 adolescentes¹⁹, mais ce comportement à l'égard du tabac s'est avéré être lié à une autoperception du poids plutôt qu'à l'IMC réel¹⁶.

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 modélisés³¹. 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 additifs¹³. 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^{11,13,32}, 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 femmes³³.

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	%		
Total	4 803	836	100	4 982	899	100						
Âge												
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						
Indice de masse corporelle												
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						
Autoperception du poids												
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 ^{E1}	1 ^{E1}						
Activité durant les loisirs												
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						
Catégorie d'usage du tabac												
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 ^{E1}	1 ^{E1}						
Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes												
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 ^{E1}	1 ^{E1}	49	10 ^{E1}	1 ^{E1}						
Sexe du parent déclarant												
Masculin	2 222	372	44	2 373	416	46						
Féminin	2 581	464	56	2 609	483	54						
IMC du parent déclarant												
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						
Activité durant les loisirs du parent déclarant												
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						
Catégorie d'usage du tabac du parent déclarant												
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						
Fréquence quotidienne de consommation de fruits et de légumes du parent déclarant												
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 ^{E2}	0 ^{E2}	35	5 ^{E1}	1 ^{E1}						
Revenu du ménage												
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 %.

L'image de soi à l'adolescence et la santé à l'âge adulte

- Les filles ont tendance à avoir une moins bonne image de soi que les garçons.
- En 1994-1995, une image de soi négative était un prédicteur de dépression chez les filles, d'inactivité physique chez les garçons et d'obésité chez l'un et l'autre sexe.
- Une image de soi positive à l'adolescence avait un effet positif à long terme sur l'autoévaluation de l'état de santé chez les filles.

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit les facteurs associés à l'image de soi à l'adolescence. Il décrit en outre les répercussions qu'a cette image sur la santé psychologique et physique ainsi que sur les comportements qui influent sur la santé au début de l'âge adulte.

Source des données

Les données proviennent des composantes transversale (1994-1995) et longitudinale (1994-1995 à 2000-2001) des ménages de l'Enquête nationale sur la santé de la population réalisée par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

Les cotes obtenues pour les indicateurs de l'image de soi en 1994-1995 ont fait l'objet de comparaisons entre les deux sexes et les groupes d'âge (12 à 15 ans et 16 à 19 ans). Des analyses multivariées ont ensuite permis d'examiner les associations transversales et longitudinales entre l'image de soi à l'adolescence et la dépression, l'autoévaluation de l'état de santé, l'activité physique et l'obésité, en tenant compte de l'effet d'autres facteurs confusionnels éventuels.

Principaux résultats

L'image de soi est généralement négative chez les filles comparativement aux garçons. Sur le plan transversal, l'image de soi à l'adolescence était associée au revenu du ménage et au soutien émotionnel. Chez les filles et chez les jeunes adolescents des deux sexes, une image de soi négative en 1994-1995 était liée à l'incidence de la dépression au cours des six années suivantes; elle était également un prédicteur de l'inactivité physique chez les garçons et de l'obésité chez les deux sexes. Une image de soi positive avait un effet positif à long terme sur l'autoévaluation de l'état de santé chez les filles.

Mots-clés

Estime de soi, contrôle, autoévaluation de l'état de santé, comportements qui influent sur la santé, études transversales, études longitudinales.

Auteur

Jungwee Park (613-951-4598; Jungwee.Park@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Jungwee Park

L'adolescence, la période de transition entre l'enfance et l'âge adulte, est une période de changements au niveau du corps, de l'esprit et des relations sociales. À mesure qu'ils relèvent les défis de l'adolescence, les jeunes acquièrent une image de soi, c'est-à-dire qu'ils se font une idée de qui ils sont^{1,2}. L'estime de soi et le contrôle sont deux éléments importants de l'image de soi. L'estime de soi est l'estimation que fait la personne de sa propre valeur; le contrôle est la mesure dans laquelle une personne a le sentiment d'exercer un contrôle sur les aspects importants de sa vie³⁻⁵ (voir *Mesure de l'image de soi*).

De nombreuses études montrent que l'estime de soi et le contrôle atténuent les effets de divers facteurs de stress⁶⁻⁹. En outre, une image de soi positive a été associée aux soins de soi¹⁰⁻¹², à l'observation des conseils médicaux^{13,14} et à la participation aux activités.¹⁵ Ainsi, une image de soi positive à l'adolescence peut influencer non seulement sur la santé mentale, mais sur la santé physique.¹⁶

Mesure de l'image de soi

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) comprend des questions sur deux indicateurs de l'image de soi : l'estime de soi et le contrôle. L'estime de soi est une mesure globale du sentiment de valeur que s'accorde une personne^{5,17,18}, tandis que le contrôle correspond à la perception qu'a une personne de sa capacité de contrôler son environnement⁵. Puisque les deux indicateurs sont étroitement corrélés, la plupart des recherches n'ont utilisé qu'un des deux à la fois. Les personnes qui trouvent qu'elles exercent un contrôle sur leur vie et qu'elles ne sont pas à la merci des caprices d'autrui ont généralement une forte estime de soi¹⁹. Les questions sur le contrôle dans l'ENSP sont basées sur celles portant sur l'autoefficacité élaborées par Pearlin *et al.*⁵, qui ont un lien étroit avec l'estime de soi²⁰⁻²². Dans la présente analyse, le coefficient de corrélation de Pearson des deux mesures était 0,47 et elles ont semblé s'annuler l'une l'autre lorsqu'elles ont été entrées séparément dans le modèle. Pour résoudre ce problème et comprendre tout l'effet de l'estime de soi et du contrôle pris ensemble, l'estime de soi et le contrôle ont, pour les besoins de la présente analyse, été intégrés dans la variable unique de l'image de soi.

L'estime de soi a été mesurée en demandant aux participants à l'enquête de répondre à six énoncés sur une échelle à cinq points : tout à fait en désaccord (cote 0), en désaccord (1), ni d'accord, ni en désaccord (2), d'accord (3) ou tout à fait d'accord (4). Une cote élevée indique une plus forte estime de soi.

- Vous estimez que vous avez un certain nombre de qualités.
- Vous estimez qu'en tant que personne, vous valez autant que les autres.
- Vous pouvez faire les choses aussi bien que la plupart des personnes.
- Vous avez une attitude positive face à vous-même.
- Dans l'ensemble, vous êtes satisfait(e) de vous-même.
- Tout compte fait, vous avez tendance à vous considérer un(e) raté(e) (inversion de la cote).

La mesure du contrôle a été faite en demandant aux participants à l'enquête de répondre à sept énoncés sur une échelle à cinq points allant de tout à fait d'accord (cote 0) à tout à fait en désaccord (cote 4). Une cote élevée indique un plus grand contrôle.

- Vous avez peu de contrôle sur ce qui vous arrive.
- Vous ne pouvez vraiment rien faire pour résoudre certains de vos problèmes.
- Vous ne pouvez pas faire grand-chose pour changer bien des choses importantes dans votre vie.
- Vous vous sentez souvent impuissant(e) face aux problèmes de la vie.
- Vous trouvez parfois que vous vous faites malmener dans la vie.
- Ce que votre avenir renferme dépend surtout de vous-même (inversion de la cote).
- Vous pouvez réaliser à peu près tout ce que vous décidez de faire (inversion de la cote).

Comme la moyenne et les écarts-types des distributions des réponses aux six énoncés portant sur l'estime de soi et aux sept énoncés portant sur le contrôle variaient, des cotes normalisées ont été calculées, ou valeurs Z. L'image de soi a été mesurée en faisant la somme des 13 valeurs Z.

La plupart des recherches sur les répercussions que peut avoir sur la santé l'image de soi de l'adolescent sont fondées sur des données transversales et font donc abstraction des effets qui subsistent de l'image de soi de l'enfant²³. Les recherches longitudinales utilisant plusieurs mesures permettent de mieux cerner les répercussions éventuelles à long terme²⁴. Pourtant, ces analyses sont peu nombreuses^{25,26}. Par conséquent, malgré le nombre considérable d'ouvrages qui portent sur l'image de soi de l'adolescent, on sait relativement peu de choses sur ses répercussions à long terme, particulièrement sur la santé.

Le présent article porte principalement sur les associations entre l'image de soi à l'adolescence et la santé ainsi que les comportements qui influent sur la santé, soit la dépression, l'autoévaluation de l'état de santé, l'activité physique et l'obésité (voir *Résultats en matière de santé*). Des données provenant des quatre premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) permettent de suivre les participants à l'enquête qui étaient âgés de 12 à 19 ans en 1994-1995 jusqu'en 2000-2001, quand ils avaient entre 18 et 25 ans (voir *Définitions, Méthodes et Limites*).

Image de soi plus faible chez les filles

Selon les données de l'ENSP de 1994-1995 et conformément aux résultats d'autres recherches^{18,27-33}, l'image de soi des adolescentes a tendance à être moins bonne que celle des garçons (tableau 1). Les spécialistes ont attribué cette différence aux expériences différentes des garçons et des filles au début de l'adolescence, quand les enfants

Tableau 1

Cotes obtenues pour l'estime de soi, le contrôle et l'image de soi, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile âgée de 12 à 19 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Total	Garçons	Filles	12 à 15 ans	16 à 19 ans
	Cote moyenne				
Estime de soi	19,35	19,69	19,00 [†]	19,33	19,38
Contrôle	19,40	19,69	19,11 [†]	18,98	19,71 [‡]
Image de soi [§]	0,00	0,02	-0,02 [†]	-0,01	0,01

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, fichier Santé, 1994-1995

Nota : Fondé sur un échantillon de 1 684 jeunes (833 adolescents et 851 adolescentes; 750 jeunes de 12 à 15 ans et 934 jeunes de 16 à 19 ans). [†] Valeur significativement différente de celle observée pour les garçons ($p < 0,05$).

[‡] Valeur significativement différente de celle observée par le groupe des 12 à 15 ans ($p < 0,05$).

[§] Somme des valeurs Z des mesures de l'estime de soi et du contrôle. Étant donné qu'on utilise des valeurs Z, on s'attend à une moyenne nulle et la distribution est normale.

Définitions

Deux groupes d'âge en 1994-1995 ont été retenus aux fins de la présente analyse, soit celui des 12 à 15 ans et celui des 16 à 19 ans. Pour les régressions multiples, l'âge a été considéré comme une variable continue.

Le revenu du ménage a été calculé selon le nombre de personnes qui composent le ménage et le revenu total de toutes sources du ménage au cours des 12 mois ayant précédé l'entrevue de 1994-1995 :

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

Pour les modèles de régression multivariée, le revenu du ménage a été regroupé en trois catégories, soit inférieur/moyen-inférieur, moyen, et moyen-supérieur/supérieur.

Les modalités de logement en 1994-1995 ont été classées selon que l'adolescent habitait avec l'un des parents, avec les deux parents, ou « autre ».

Quatre questions appelant des réponses « oui/non » ont servi à mesurer le soutien émotionnel en 1994-1995 : Avez-vous quelqu'un...

- à qui vous pouvez parler de vos sentiments ou préoccupations intimes?
- sur qui vous pouvez vraiment compter en cas de crise?
- sur qui vous pouvez vraiment compter pour des conseils lorsque vous devez prendre des décisions personnelles importantes?
- qui vous donne le sentiment d'être aimé(e) et choyé(e)?

Les réponses affirmatives ont été additionnées (fourchette de 0 à 4), les cotes plus élevées indiquant un niveau plus élevé perçu de soutien émotionnel.

commencent à se conformer au rôle stéréotypé assigné à chacun des sexes³⁴.

Au milieu de l'enfance, les deux sexes semblent être également satisfaits de leur apparence.

Cependant, les changements physiques qui surviennent durant la puberté sont généralement plus négatifs pour les filles. Chez les garçons, les changements physiques qui surviennent à la puberté sont généralement considérés comme positifs. Chez les filles, toutefois, la puberté entraîne l'apparition de la première menstruation et des symptômes qui y sont associés, comme l'augmentation de l'adiposité et, peut-être, l'insatisfaction face à leur image corporelle³⁵⁻³⁸. Certaines études ont révélé que les filles ont tendance à se trouver moins attrayantes à mesure qu'elles passent d'une année scolaire à l'autre, tandis qu'il n'en était rien chez les garçons³⁹.

Mieux dans leur peau en grandissant?

Des recherches antérieures montrent que l'image de soi a tendance à s'améliorer durant l'adolescence⁴⁰⁻⁴⁴. Selon l'ENSP de 1994-1995, les adolescents âgés de 16 à 19 ans avaient un plus fort sentiment de contrôle que ceux âgés de 12 à 15 ans. Cette différence tient peut-être aux importants changements physiologiques et sociaux qui surviennent au début de l'adolescence. Sur le plan physiologique, ces changements comprennent la production accélérée d'hormones, les poussées de croissance et la mue de la voix, pour ne nommer que ceux-là. Sur le plan social, le début de l'adolescence coïncide avec la transition de l'école élémentaire à l'école secondaire de premier cycle ou à l'école intermédiaire, ce qui présente de nouveaux défis et exige un gros effort d'adaptation⁴⁵. Ces changements, particulièrement lorsqu'ils se produisent à 12 et 13 ans, peuvent perturber davantage l'image de soi que ceux qui surviennent à n'importe quel autre stade du cycle de vie^{37,46}.

Toutefois, selon l'ENSP de 1994-1995, la tendance générale voulant que l'image de soi soit plus positive au fur et à mesure de l'avancement en âge à l'adolescence n'a été observée que chez les garçons (tableau 2). Chez les filles, l'âge croissant n'avait pas d'effet significatif sur l'image de soi, peut-être en raison des problèmes d'image corporelle avec lesquels les filles peuvent se trouver aux prises durant cette étape de leur vie.

Revenu, modalités de logement et soutien émotionnel

Il existe un lien entre le revenu du ménage et l'image de soi à l'adolescence, surtout entre 16 et 19 ans. Diverses théories de la classe sociale et de l'estime de soi peuvent contribuer à expliquer cette constatation^{40,47}. À un âge plus jeune, la classe sociale est attribuée et constituée, de ce fait, un faible déterminant de l'estime de soi. Chez les adolescents plus âgés, la classe sociale a plus de conséquence

Résultats en matière de santé

Pour déterminer si une personne a vécu un *épisode dépressif majeur (EDM)*, le questionnaire de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) comprend, conformément à la méthode proposée par Kessler *et al.*⁴⁸, un sous ensemble de questions du Composite International Diagnostic Interview. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif qui sont énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM III R)*⁴⁹.

Les numéros de question (Q) indiqués ici correspondent à ceux qui figurent dans la section sur la santé mentale du questionnaire de l'ENSP. Trois cheminements différents sont possibles : « oui » à la question 2, et questions 3 à 13; « non » à la question 2, « oui » à la question 16, et questions 17 à 26; « non » à la question 2 et « non » à la question 16.

- Q2 Au cours des 12 derniers mois, vous êtes vous senti(e) triste, mélancolique ou déprimé(e) pour une période de deux semaines consécutives ou plus? (oui - passer à 3; non - passer à 16)
- Q16 Au cours des 12 derniers mois, vous est il arrivé pendant une période de deux semaines ou plus de perdre intérêt pour la plupart des choses que vous aimiez faire ou auxquelles vous preniez généralement plaisir, comme le travail, un passe temps ou toute autre chose? (oui - passer à 17; non - fin)

Pour les quelques questions suivantes, passez à la période de deux semaines au cours des 12 derniers mois pendant lesquels :

- Q3 Ces sentiments étaient les plus forts.
- Q17 Vous avez perdu tout intérêt. Pendant cette période, combien de temps cette perte d'intérêt durait elle généralement? (toute la journée; presque toute la journée; environ la moitié de la journée; moins de la moitié de la journée)
- Q4 ou Q18 Combien de fois avez vous éprouvé ces sentiments pendant ces deux semaines? (tous les jours; presque tous les jours; moins souvent)
- Q5 Pendant ces deux semaines, avez vous perdu tout intérêt dans ce qui vous entoure? (oui/non)
- Q6 ou Q19 Éprouviez toujours de la fatigue ou un manque d'énergie? (oui/non)
- Q7 ou Q20 Avez vous pris du poids, perdu du poids ou gardé le même poids? (pris du poids; perdu du poids; gardé le même poids; suivi un régime)
- Q8 ou Q21 Combien de livres ou de kilogrammes avez vous pris ou perdus?
- Q9 ou Q22 Avez vous eu plus de difficulté que d'habitude à trouver le sommeil? (oui/non)
- Q10 ou Q23 Combien de fois cela s'est il produit? (chaque nuit; presque chaque nuit; moins souvent)
- Q11 ou Q24 Avez vous beaucoup plus de difficulté à vous concentrer que d'habitude? (oui/non)
- Q12 ou Q25 Pendant ces périodes, les gens se sentent parfois abattus ou sentent qu'ils ne valent rien. Avez vous éprouvé ces sentiments? (oui/non)
- Q13 ou Q26 Avez vous beaucoup songé à la mort, soit à la vôtre, soit à celle d'une autre personne ou à la mort en général? (oui/non)

Une cote de 1 est attribuée à toute réponse « oui » aux questions à réponse « oui/non ». Pour les questions 8 et 21, une cote de 1 est attribuée si la variation de poids est d'au moins 10 livres (4,5 kilogrammes). Pour les questions 10 et 23, une cote de 1 est attribuée aux personnes qui déclarent avoir de la difficulté à s'endormir chaque nuit ou presque chaque nuit. Pour celles qui répondent « oui » à la question 2 et dont les symptômes duraient toute la journée ou presque toute la journée et se manifestaient chaque jour ou presque chaque jour, la cote maximale possible est 8. Pour celles qui répondent « oui » à la question 16 et dont les symptômes duraient toute la journée ou presque toute la journée et se manifestaient chaque jour ou presque chaque jour, la cote maximale possible est 7. Une cote nulle est attribuée aux personnes qui répondent « non » aux questions 2 et 16⁵⁰.

Pour chaque personne, les cotes ainsi obtenues sont totalisées et le résultat est transformé en une probabilité estimative de diagnostic d'EDM. Pour les besoins de la présente analyse, une personne est considérée comme ayant vécu un EDM au cours des 12 mois précédents si l'estimation est égale ou supérieure à 0,9 (autrement dit, si la probabilité de poser le diagnostic d'EDM est égale à 90 %). On classe dans la catégorie ayant vécu un nouvel EDM les personnes qui obtiennent une cote indicative d'un épisode dépressif avant l'entrevue de 1996-1997, de 1998-1999 et (ou) de 2000-2001, mais non pour les 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1994-1995.

L'*autoévaluation de l'état de santé* reflète l'évaluation globale que donne une personne de son état de santé général. La question qui suit a été posée aux participants à l'enquête : « En général, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » Pour les besoins de l'analyse, l'autoévaluation de l'état de santé a été considérée comme une variable continue, les cotes allant de mauvaise (1) à excellente (5).

L'*activité physique* est déterminée d'après la dépense d'énergie (DE) totale cumulative durant les loisirs. Le calcul de la DE se fonde sur la fréquence et la durée déclarées de toutes les activités physiques auxquelles une personne s'est adonnée durant ses loisirs au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue, ainsi que sur la demande d'énergie métabolique (valeur MET) établie de façon indépendante pour chaque activité^{51,52}.

$$DE = \sum (N_i \cdot D_i \cdot MET_i / 365 \text{ jours}), \text{ où}$$

N_i = nombre de fois qu'a été entreprise l'activité i en une année,

D_i = durée moyenne, en heures, de l'activité i , et

MET = valeur constante que représente la dépense d'énergie métabolique causée par l'activité i .

Pour chaque participant à l'enquête, la DE quotidienne est égale à la somme des dépenses d'énergie calculées pour toutes les activités de loisirs, exprimée en nombre total de kilocalories dépensées par kilogramme de poids corporel par jour (KK/J). Une DE égale ou supérieure à 3 KKJ a été considérée comme étant forte, une DE de 1,5 à 2,9 KKJ, comme étant modérée, et une DE inférieure à 1,5 KKJ, comme étant faible.⁵¹ On a considéré comme étant physiquement actives les personnes dont la DE était forte ou moyenne et comme étant inactives, celles dont la DE était faible.

L'indice de masse corporelle, ou IMC, se calcule en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Les participants à l'enquête ont été classés comme étant *obèses* (IMC égal ou supérieur à 30) ou *non obèses* (IMC inférieur à 30). Les femmes enceintes ont été exclues des calculs. Les seuils selon l'âge et le sexe établis par Cole *et al.*⁵³ ont été utilisés pour déterminer si l'adolescent était obèse en 1994 1995 :

Obèse correspond à un IMC égal ou supérieur à :

Âge (années)	Garçons	Filles
12,0	26,02	26,67
12,5	26,43	27,24
13,0	26,84	27,76
13,5	27,25	28,20
14,0	27,63	28,57
14,5	27,98	28,87
15,0	28,30	29,11
15,5	28,60	29,29
16,0	28,88	29,43
16,5	29,14	29,56
17,0	29,41	29,69
17,5	29,70	29,84
18 et plus	30,00	30,00

On a choisi comme valeur de l'âge le point milieu de l'année (par exemple, 13,5 pour les adolescents âgés de 13 ans). Selon ces seuils, une fille de 13 ans mesurant 160 cm (5 pieds 3 pouces) serait considérée obèse si elle pesait au moins 72,2 kg (161 livres).

Tableau 2

Coefficients de régression exprimant la relation entre certaines caractéristiques et l'image de soi, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile âgée de 12 à 19 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Total			Garçons			Filles			12 à 15 ans			16 à 19 ans		
	B	se	beta	B	se	beta	B	se	beta	B	se	beta	B	se	beta
Âge	0,01*	0,003	0,08*	0,01*	0,004	0,10*	0,00	0,004	0,04
Femmes	-0,05*	0,013	-0,13*	-0,04*	0,018	-0,12*	-0,05*	0,017	-0,15*
Revenu du ménage															
Inférieur/moyen-inférieur	-0,06*	0,023	-0,14*	-0,07*	0,021	-0,16*	-0,05	0,043	-0,11	-0,05*	0,022	-0,09*	-0,07*	0,033	-0,16*
Moyen	-0,03*	0,011	-0,07*	-0,01	0,016	-0,03	-0,04*	0,020	-0,11*	-0,01	0,018	-0,04	-0,03*	0,014	-0,09*
Moyen-supérieur/supérieur†
Modalités de logement															
Habite avec l'un des parents	0,00	0,016	0,01	0,01	0,019	0,02	-0,01	0,030	-0,01	0,01	0,022	0,03	-0,01	0,023	-0,01
Autre	0,00	0,020	0,00	-0,03	0,025	-0,05	0,02	0,029	0,05	0,01	0,031	0,02	0,00	0,026	0,00
Habite avec les deux parents†
Soutien émotionnel	0,08*	0,015	0,23*	0,06*	0,014	0,20*	0,10*	0,026	0,27*	0,07*	0,021	0,20*	0,08*	0,022	0,25*
Coordonnée à l'origine	-0,36			-0,31			-0,44			-0,23			-0,25		
Données du modèle															
R ²	0,09			0,08			0,10			0,07			0,11		
R ² corrigé	0,09			0,07			0,09			0,05			0,10		
Degrés de liberté	9			8			8			8			8		
	1,500			734			758			575			917		
Cas éliminés à cause de valeurs manquantes	174			90			84			166			8		

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, fichier Santé, 1994-1995

Nota : On a intégré à chaque modèle une catégorie « données manquantes » pour le revenu du ménage et les modalités de logement afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les coefficients ne sont pas présentés.

† Catégorie de référence.

* $p < 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau 3

Rapports corrigés de cotes exprimant la relation entre l'incidence d'un épisode dépressif majeur entre 1994-1995 et 2000-2001 et certaines caractéristiques présentes en 1994-1995, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile âgée de 12 à 19 ans n'ayant pas éprouvé de symptômes dépressifs en 1994-1995, Canada, territoires non compris

Caractéristiques, 1994-1995	Total		Garçons		Filles		12 à 15 ans		16 à 19 ans	
	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Âge	1,02	0,91-1,15	1,01	0,85-1,21	1,03	0,87-1,22
Femmes	2,20*	1,28-3,79	2,65*	1,12-6,23	2,40*	1,13-5,14
Revenu du ménage										
Inférieur/moyen-inférieur	1,36	0,65-2,81	1,28	0,36-4,48	1,41	0,61-3,25	2,82*	1,04-7,64	0,90	0,33-2,43
Moyen	0,85	0,44-1,64	1,10	0,36-3,40	0,79	0,37-1,71	0,39	0,13-1,18	1,36	0,58-3,20
Moyen-supérieur/supérieur†	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Soutien émotionnel	0,93	0,60-1,45	1,51	0,69-3,27	0,65	0,35-1,19	0,91	0,55-1,51	1,03	0,52-2,05
Image de soi	0,12*	0,02-0,74	0,21	0,01-2,90	0,08*	0,01-0,83	0,02*	0,00-0,28	0,41	0,03-5,58
Données du modèle										
Taille de l'échantillon	890		424		466		375		515	
Échantillon de jeunes éprouvant des symptômes dépressifs	118		37		81		52		66	
Cas éliminés à cause de valeurs manquantes	122		61		61		121		1	

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, fichier Santé, 1994-1995 à 2000-2001

Nota : On a intégré à chaque modèle une catégorie « données manquantes » pour le revenu du ménage afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

† Catégorie de référence.

* $p < 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Méthodologie

Source des données

L'article se fonde sur des données provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada, pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population des 10 provinces. Lancée en 1994-1995, l'ENSP est une enquête bisannuelle qui couvre la population à domicile et les personnes qui résident en établissement de santé dans les provinces et les territoires, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées. La présente analyse porte uniquement sur la population à domicile. L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale.

Échantillon transversal

L'échantillon transversal de 1994-1995 (premier cycle) comprend les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants, ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage supplémentaires) demandés par certaines provinces. L'échantillon de la population à domicile des 10 provinces de 1994-1995 comprenait 27 263 ménages dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de sélection pour s'assurer que l'échantillon soit représentatif⁶², 20 725 ménages faisaient encore partie du champ de l'enquête. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée pour faire partie de l'échantillon longitudinal avait 12 ans et plus. De ces 18 342 personnes, 17 626 ont répondu aux questions détaillées sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %.

Les données sont classées dans deux fichiers. Le Fichier général contient des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé de tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé contient les renseignements détaillés sur la santé recueillis, dans chaque ménage participant, auprès de la personne sélectionnée pour faire partie de l'échantillon longitudinal, ainsi que les données du Fichier général sur ces personnes. Étant donné le caractère détaillé des données du Fichier santé, les renseignements ont dû être recueillis auprès de la personne sélectionnée; la réponse par procuration n'a été acceptée que dans des circonstances spéciales (par exemple, un problème de santé empêchant la personne sélectionnée de fournir l'information). En 1994-1995, dans chaque ménage sélectionné, une personne bien informée a été invitée à fournir, pour chaque membre du ménage, des renseignements généraux pour le Fichier général. En outre, dans chacun de ces ménages, une personne, qui n'était pas nécessairement la personne bien informée susmentionnée, a été choisie au hasard pour fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé. En 1994-1995, la majorité des entrevues ont été réalisées sur place.

Échantillon longitudinal

Des 17 626 personnes sélectionnées au hasard en 1994-1995, 14 786 satisfaisaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP, de même que 468 personnes auprès desquelles seuls des renseignements généraux ont été recueillis. En outre, 2 022

personnes des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard satisfaisaient aussi aux critères d'admissibilité. Donc, l'échantillon longitudinal comprend les 17 276 personnes sélectionnées lors du premier cycle et ayant répondu au moins à la composante générale du questionnaire. Les taux de réponse étaient de 93,6 % au premier cycle, de 92,8 % au deuxième, de 88,9 % au troisième et de 84,8 % au quatrième. Les trois premiers cycles comportaient une composante transversale et une composante longitudinale, mais, à partir de 2000-2001 (quatrième cycle), l'ENSP est devenue une enquête strictement longitudinale. En 2000-2001, seul un questionnaire a été utilisé. Des renseignements plus détaillés sur le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP figurent dans des rapports déjà publiés au sujet de l'enquête^{54,55}.

L'échantillon transversal visé par la présente étude comprend 1 684 personnes (833 garçons et 851 filles) âgés de 12 à 19 ans en 1994-1995 (tableau A en annexe). Les participants à l'enquête dont les réponses au questionnaire détaillé sur la santé ont été recueillies par procuration ont été exclus de l'analyse, car l'information sur l'image de soi et certaines autres variables n'était pas disponible. Les analyses longitudinales portent sur 1 089 participants à l'enquête âgés de 12 à 19 ans en 1994-1995 pour lesquels on disposait de données complètes pour les quatre cycles, soit 511 garçons et 578 filles (tableau A en annexe).

Techniques d'analyse

Le fichier transversal de l'ENSP de 1994-1995 a été utilisé pour déterminer les niveaux d'estime de soi et de contrôle, ainsi que la qualité de l'image de soi chez les jeunes de 12 à 19 ans, selon le sexe et le groupe d'âge. Ce même fichier a aussi servi à examiner les associations entre l'image de soi et le revenu du ménage, les modalités de logement et le soutien émotionnel.

Le fichier longitudinal a été utilisé pour examiner l'incidence sur six ans de la dépression et l'évolution de l'autoévaluation de l'état de santé, de l'activité physique et de l'obésité de 1994-1995 à 2000-2001 en fonction de la cote d'image de soi en 1994-1995, selon le sexe et le groupe d'âge. Des modèles de régression logistique multiple ont été construits pour les variables dépendantes dichotomiques (dépression, inactivité physique et obésité) et des modèles de régression linéaire multiple l'ont été pour les variables dépendantes continues (autoévaluation de l'état de santé). D'après les données déjà publiées, on a sélectionné certains facteurs considérés comme des médiateurs éventuels de la relation entre l'image de soi et la santé, à savoir le revenu du ménage et le soutien émotionnel, en vue de les inclure dans ces modèles.

Dans les modèles de régression, des mesures continues ont été utilisées pour les variables d'image de soi, de niveau perçu de soutien émotionnel et d'état de santé. D'autres études donnent à penser que le regroupement de ces constructs en variables dichotomiques réduit la sensibilité de ces mesures^{56,57}.

Pour tenir compte des effets de plan de sondage, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode du *bootstrap*⁵⁸⁻⁶⁰. Le seuil de signification statistique a été fixé à $p < 0,05$.

Tableau 4

Coefficients de régression exprimant la relation entre l'autoévaluation de l'état de santé en 2000-2001 et certaines caractéristiques présentes en 1994-1995, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile âgée de 12 à 19 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris

Caractéristiques, 1994-1995	Total			Garçons			Filles			12 à 15 ans			16 à 19 ans		
	B	se	beta	B	se	beta	B	se	beta	B	se	beta	B	se	beta
Âge	0,04*	0,018	0,10*	0,04*	0,025	0,11*	0,04	0,025	0,09
Femmes	-0,14*	0,065	-0,09*	-0,12	0,091	-0,07	-0,14	0,092	-0,09
Revenu du ménage															
Inférieur/moyen-inférieur	-0,15	0,094	-0,07	-0,28*	0,134	-0,13*	0,03	0,130	0,02	-0,11	0,160	-0,04	-0,13	0,118	-0,06
Moyen	-0,06	0,071	-0,03	-0,17	0,106	-0,09	0,05	0,102	0,03	-0,16	0,114	-0,09	0,01	0,095	0,01
Moyen-supérieur/supérieur
Soutien émotionnel	0,17*	0,051	0,11*	0,14*	0,070	0,10*	0,21*	0,074	0,12*	0,23*	0,076	0,14*	0,14	0,076	0,09
Autoévaluation de l'état de santé	0,28*	0,045	0,28*	0,33*	0,068	0,32*	0,22*	0,054	0,23*	0,28*	0,066	0,29*	0,29*	0,062	0,29*
Image de soi	0,49*	0,244	0,08*	0,24	0,367	0,04	0,80*	0,317	0,14*	0,62	0,378	0,10	0,42	0,326	0,07
Coordonnée à l'origine	1,58			1,52			1,50			1,93			2,36		
Données du modèle															
R ²	0,16			0,17			0,14			0,16			0,14		
R ² corrigé	0,15			0,16			0,13			0,15			0,13		
Degrés de liberté	8			7			7			7			7		
Cas éliminés à cause de valeurs manquantes	950			438			505			385			558		
	130			65			65			124			6		

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, fichier Santé, 1994-1995 à 2000-2001

Nota : On a intégré à chaque modèle une catégorie « données manquantes » pour le revenu du ménage afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les coefficients ne sont pas présentés.

* $p < 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Limites

Comme l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) est une enquête générale sur la santé, les renseignements sur les facteurs associés à l'image de soi sont limités. Les seules variables environnementales pour lesquelles des données sont disponibles sont les modalités de logement et le revenu du ménage; des facteurs comme le sentiment d'appartenance à la collectivité, le soutien familial et parental et l'influence exercée par les pairs, qui, selon des études antérieures, ont un effet significatif sur l'estime de soi et le sentiment de contrôle⁶¹, n'ont pu être examinés. De même, l'ENSP ne fournit pas de renseignements sur les caractéristiques individuelles en rapport avec l'image de soi de l'adolescent, comme le rendement scolaire, la popularité et les aptitudes athlétiques⁶².

Lors de l'examen des résultats longitudinaux, la stabilité de l'image de soi au fil du temps pourrait être une notion plus importante que sa qualité. Ainsi, une détérioration de l'image de soi pourrait être un fait plus important qu'une image de soi systématiquement médiocre. Cependant, les questions sur l'estime de soi et le sentiment de contrôle n'ont pas été posées lors des deuxième et troisième cycles de l'ENSP (les données sur l'image de soi sont disponibles uniquement pour 1994-1995 et 2000-2001). Donc, il a été impossible de construire un modèle longitudinal de la stabilité de l'image de soi.

Les données de l'ENSP présentent les problèmes inhérents à l'autodéclaration. Par exemple, des erreurs de remémoration peuvent avoir un effet sur des variables comme la dépression et l'activité physique. Un biais de réponse pourrait aussi expliquer en partie les différences importantes entre les garçons et les filles en ce qui concerne l'image de soi, parce que les filles ont tendance à être plus modestes que les garçons lorsqu'elles décrivent leurs qualités positives³³. Les données autodéclarées ont tendance à sous estimer la prévalence de l'embonpoint et de l'obésité^{63,64}, mais on ne dispose d'aucune mesure indépendante de la taille et du poids pour le calcul de l'indice de masse corporelle.

Une mesure de la dépense énergétique totale plutôt que de celle ayant trait aux activités durant les loisirs serait plus utile, puisque certaines personnes (surtout les hommes) pourraient dépenser une quantité considérable d'énergie durant d'autres activités que les loisirs (au travail, par exemple).

Étant donné la petite taille de l'échantillon, certaines questions n'ont pu être analysées pleinement, si bien qu'on n'a peut-être pas observé certains résultats statistiquement significatifs qui se seraient dégagés de l'analyse portant sur un plus grand échantillon.

pour l'image de soi, car elle est associée à un statut acquis plus significatif.

D'après nombre d'études antérieures, la famille joue un rôle d'importance capitale dans le développement de l'image de soi^{61,65-71}. Toutefois, la seule variable de la « famille » qu'offre l'ENSP était celle des modalités de logement (habite avec l'un des parents, les deux ou ni l'un ni l'autre) et elle n'était pas associée à l'image de soi de l'adolescent. Aucune donnée n'a été recueillie sur d'autres facteurs pouvant influencer sur l'image de soi à l'adolescence, comme le mode d'éducation adopté par les parents (autoritaire, négligeant ou indulgent, par exemple), les liens affectifs et le fonctionnement de la famille.

Néanmoins, des données de l'ENSP sur le soutien émotionnel, fourni en grande partie par les membres de la famille, sont disponibles. D'ailleurs, chez tous les adolescents, garçons ou filles, plus jeunes ou plus âgés, on observe une association positive entre l'image de soi et le niveau perçu de soutien émotionnel.

Risque de dépression chez les filles

Une bonne image de soi peut aider l'adolescent à faire face aux défis quotidiens qui se posent durant ces années difficiles. Cependant, et c'est tout aussi important, la force de l'image de soi de l'adolescent durant cette période peut avoir des répercussions à long terme.

Certaines études ont révélé que l'image de soi représente un facteur de protection contre le stress⁶⁻⁹. Selon les chercheurs, les personnes qui ont une image de soi positive peuvent avoir des stratégies d'adaptation qui sont davantage axées sur les problèmes et moins sur les émotions que les stratégies employées par les personnes qui ont une image de soi négative⁷². Ainsi, la personne qui a une bonne image de soi peut éviter la dépression liée au stress, tandis qu'une faible image de soi augmente la probabilité d'être déprimé^{5,73-76}.

Selon les résultats de l'analyse des données longitudinales de l'ENSP, une faible image de soi est un prédicteur de dépression chez les filles (tableau 3). Celles qui avaient une image de soi négative, mais qui n'avaient pas déclaré de symptômes de dépression en 1994-1995, étaient plus susceptibles de vivre un épisode dépressif à un moment donné au cours des six années suivantes que celles qui avaient une image de soi plus positive. Par contre, l'image de soi des garçons en 1994-1995 n'était pas liée significativement à la dépression durant cette période.

Autoévaluation de l'état de santé chez les filles

Selon certains travaux, l'autoévaluation de l'état de santé s'est révélée être une mesure fiable et valide de l'état de santé et un bon prédicteur de la morbidité et de la mortalité⁷⁷⁻⁷⁹. En 1994-1995, l'autoévaluation de l'état de santé chez les adolescents, peu importe le sexe et le groupe d'âge, était le plus puissant prédicteur de l'autoévaluation de l'état de santé chez eux six ans plus tard, en 2000-2001. Toutefois, même lorsque l'autoévaluation de l'état de santé en 1994-1995 a été prise en compte, pour les filles, une bonne image de soi à ce moment-là avait un effet positif sur l'autoévaluation de l'état de santé en 2000-2001 (tableau 4). Dans le cas des garçons, par contre, aucun lien significatif n'a été constaté entre l'image de soi en 1994-1995 et l'autoévaluation de l'état de santé six ans plus tard.

Dans le cas de l'un et l'autre sexe, toutefois, le soutien émotionnel en 1994-1995 a eu un effet positif sur l'autoévaluation de l'état de santé en 2000-2001. Manifestement, les ressources psychologiques internes (image de soi) et externes (soutien émotionnel) durant l'adolescence peuvent avoir des répercussions sur l'autoévaluation de l'état de santé dans l'avenir.

Inactivité et obésité

Il existe généralement une relation entre une bonne image de soi et l'activité physique^{15,80,81}, bien que la direction de la relation ne soit pas claire. Selon certaines recherches antérieures, une bonne image de soi pourrait être un résultat de l'activité physique⁸²⁻⁸⁴. Ou bien, une image de soi positive peut fournir la motivation nécessaire à l'activité physique.

Selon les résultats de cette analyse, pour les garçons, une bonne image de soi n'est pas seulement le résultat de l'activité physique, mais un prédicteur d'activité physique dans l'avenir. Chez les garçons qui étaient au moins modérément actifs en 1994-1995, une forte image de soi fait baisser de façon significative la cote exprimant leur possibilité d'être inactifs en 2000-2001 (tableau 5).

Les personnes qui ont une image de soi positive sont plus susceptibles d'être actives et elles ont aussi tendance à prendre soin d'elles-mêmes et à éviter le comportement à risque^{10,12,85}. Cela peut expliquer le lien entre l'image de soi à l'adolescence et l'obésité au début de l'âge adulte que révèle l'analyse des données longitudinales de l'ENSP. Tant les garçons que les filles qui avaient une image de soi positive et qui n'étaient pas obèses en 1994-1995 avaient une cote significativement plus faible exprimant leur

Tableau 5

Rapports corrigés de cotes exprimant la relation entre l'inactivité en 2000-2001 et certaines caractéristiques présentes en 1994-1995, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile active/modérément active âgée de 12 à 19 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris

Caractéristiques, 1994-1995	Total		Garçons		Filles		12 à 15 ans		16 à 19 ans	
	Rapport corrigé de cotes	Inter- valle de confiance de 95 %								
Age	1,00	0,90-1,12	1,00	0,87-1,16	1,01	0,86-1,20
Femmes	1,83*	1,17-2,85	2,14*	1,11-4,12	1,56	0,84-2,90
Revenu du ménage										
Inférieur/moyen-inférieur	1,65	0,88-3,08	1,83	0,78-4,32	1,55	0,68-3,50	1,45	0,59-3,61	1,88	0,80-4,42
Moyen	0,87	0,51-1,50	1,15	0,57-2,32	0,69	0,31-1,54	0,60	0,26-1,36	1,28	0,62-2,65
Moyen-supérieur/supérieur†	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Soutien émotionnel	1,16	0,77-1,74	1,54	0,91-2,59	0,58	0,26-1,31	0,91	0,51-1,64	1,47	0,83-2,61
Image de soi	0,05*	0,01-0,28	0,03*	0,00-0,27	0,10	0,01-1,08	0,07*	0,01-0,72	0,05*	0,01-0,47
Données du modèle										
Taille de l'échantillon	579		313		266		271		308	
Échantillon de jeunes inactifs en 2000-2001	229		109		120		113		116	
Cas éliminés à cause de valeurs manquantes	93		56		37		84		9	

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, fichier Santé, 1994-1995 à 2000-2001

Nota : On a intégré à chaque modèle une catégorie « données manquantes » pour le revenu du ménage afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

† Catégorie de référence.

* $p < 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau 6

Rapports corrigés de cotes exprimant la relation entre l'obésité en 2000-2001 et certaines caractéristiques présentes en 1994-1995, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile non obèse âgée de 12 à 19 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris

Caractéristiques, 1994-1995	Total		Garçons		Filles		12 à 15 ans		16 à 19 ans	
	Rapport corrigé de cotes	Inter- valle de confiance de 95 %								
Âge	1,05	0,89-1,23	0,99	0,79-1,23	1,17	0,92-1,48
Femmes	0,41*	0,19-0,88	0,15*	0,04-0,55	0,65	0,27-1,60
Revenu du ménage										
Inférieur/moyen-inférieur	1,58	0,65-3,84	2,33	0,74-7,33	0,86	0,23-3,21	1,81	0,39-8,40	1,40	0,48-4,09
Moyen	1,55	0,70-3,46	2,93*	1,08-7,96	0,49	0,13-1,78	1,81	0,51-6,45	1,57	0,56-4,38
Moyen-supérieur/supérieur†	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
Soutien émotionnel	1,43	0,78-2,62	1,36	0,73-2,55	2,86	0,52-15,59	0,98	0,41-2,36	1,78	0,75-4,20
Image de soi	0,05*	0,01-0,36	0,04*	0,00-0,88	0,06*	0,01-0,46	0,04	0,00-1,89	0,06*	0,01-0,55
Données du modèle										
Taille de l'échantillon	895		433		462		366		529	
Échantillon de jeunes obèses en 2000-2001	62		35		27		20		42	
Cas éliminés à cause de valeurs manquantes	143		61		82		127		16	

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, fichier Santé, 1994-1995 à 2000-2001

Nota : On a intégré à chaque modèle une catégorie « données manquantes » pour le revenu du ménage afin de maximiser la taille de l'échantillon, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

† Catégorie de référence.

* $p < 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

possibilité d'être obèses six ans plus tard que leurs homologues qui avaient une image de soi négative (tableau 6).

Mot de la fin

Selon l'Enquête nationale sur la santé de la population, la force de l'image de soi à l'adolescence a des répercussions sur la dépression, l'autoévaluation de l'état de santé, l'activité physique et l'obésité au début de l'âge adulte. Toutefois, les effets persistants de l'image de soi sont différents chez les garçons et les filles ainsi qu'au début et vers la fin de l'adolescence.

Chez les filles, l'image de soi est relativement négative et ces dernières sont davantage portées à en ressentir les effets. Une image de soi négative chez les filles à l'adolescence risque d'être associée à la dépression, à une mauvaise autoévaluation de l'état de santé et à l'obésité au début de l'âge adulte. Chez les garçons, une image de soi négative à l'adolescence a été associée à l'obésité et à l'inactivité par la suite. Ces effets néfastes, particulièrement à l'égard des comportements qui influent sur la santé, peuvent continuer au-delà du début de l'âge adulte et se faire sentir plus tard dans la vie lorsque les personnes sont plus susceptibles de souffrir de maladies chroniques. Ainsi, les répercussions de l'image de soi à l'adolescence peuvent persister bien

au-delà de la période de six ans sur laquelle porte cette analyse.

Une image de soi positive, particulièrement chez les filles, semble être un facteur clé d'une bonne santé mentale et physique. De même, l'effet positif du soutien émotionnel sur tous les adolescents—garçons et filles, plus jeunes et plus âgés—s'avère tout aussi important.

Les résultats de cette analyse ont des répercussions sur les familles et les professionnels qui interviennent auprès des adolescents. Les parents, les enseignants et les professionnels sont sans doute au courant des effets immédiats de l'image de soi à l'adolescence, mais ils peuvent connaître moins bien ses effets à plus long terme. En outre, étant donné ces conséquences, il pourrait être utile d'inclure dans les politiques de promotion de la santé et les programmes d'éducation en matière de santé des mécanismes destinés à améliorer l'image de soi et le contrôle à l'adolescence.

D'après les résultats de l'analyse transversale, il serait utile d'adopter une stratégie d'intervention axée sur l'utilisation optimale des ressources qui assurent un soutien émotionnel durant l'adolescence, en visant tout particulièrement les groupes les plus susceptibles d'avoir une image de soi négative, c'est-à-dire les filles et les adolescents dans les ménages à faible revenu. ■

Références

1. E.H. Erikson, « The problem of ego identity », *Psychological Issues*, 1, 1959, p. 101-164.
2. E.H. Erikson, *Identity: Youth and Crisis*, New York, Norton, 1968.
3. S.E. Hobfoll et S. Walfisch, « Coping with a threat to life: a longitudinal study of self-concept, social support, and psychological distress », *American Journal of Community Psychology*, 12(1), 1984, p. 87-100.
4. C.A. Mizell, « Life course influences on African American men's depression: adolescent parental composition, self-concept, and adult earnings », *Journal of Black Studies*, 29(4), 1999, p. 467-490.
5. L.I. Pearlin, M.A. Lieberman, E.G. Menaghan *et al.*, « The stress process », *Journal of Health and Social Behavior*, 22(4), 1981, p. 337-356.
6. M.A. Longmore et A. DeMaris, « Perceived inequity and depression in intimate relationships: the moderating effect of self-esteem », *Social Psychology Quarterly*, 60(2), 1997, p. 172-184.
7. L.I. Pearlin et C. Schooler, « The structure of coping », *Journal of Health and Social Behavior*, 19(1), 1978, p. 2-21.
8. S.J. Spencer, R.A. Josephs et C.M. Steele, « Low self-esteem: the uphill struggle for self-integrity », *Self-Esteem: The Puzzle of Low Self-Regard*, publié sous la direction de R.F. Baumeister, New York, Plenum Press, 1993, p. 21-36.
9. P.A. Thoits, « Stressors and problem-solving: the individual as psychological activist », *Journal of Health and Social Behavior*, 35(2), 1994, p. 143-159.
10. C.H. Johnston-Brooks, M.A. Lewis et S. Garg, « Self-efficacy impacts self-care and HbA1c in young adults with type 1 diabetes », *Psychosomatic Medicine*, 64(1), 2002, p. 43-51.
11. M.C. Knecht, S.M. Keinanen-Kiukaanniemi, M.L. Knuutila *et al.*, « Self-esteem as a characteristic of adherence to diabetes and dental self-care regimens », *Journal of Clinical Periodontology*, 28(2), 2001, p. 175-180.
12. A. McCaleb et A. Edgil, « Self-concept and self-care practices of healthy adolescents », *Journal of Pediatric Nursing*, 9(4), 1994, p. 233-238.
13. I.F. Litt, « Know thyself—adolescents' self-assessment of compliance behaviour », *Pediatrics*, 75(4), 1985, p. 693-696.
14. I.F. Litt, W.R. Cuskey et A. Rosenberg, « Role of self-esteem and autonomy in determining medication compliance among adolescents with juvenile rheumatoid arthritis », *Pediatrics*, 69(1), 1982, p. 15-17.
15. M.S. Hagger, N. Chatzisarantis et S.J. Biddle, « The influence of self-efficacy and past behaviour on the physical activity intentions of young people », *Journal of Sports Science*, 19(9), 2001, p. 711-725.
16. J.P. Hewitt, *Self and Society: A Symbolic Interactionist Social Psychology*, fourth edition, Boston, Allyn and Bacon, 1988.

17. S. Coopersmith, *The Antecedents of Self-Esteem*, San Francisco, W.H. Freeman, 1967.
18. R.G. Simmons et F. Rosenberg, « Sex, sex roles, and self-image », *Journal of Youth and Adolescence*, 4(3), 1975, p. 229-253.
19. E. Phares, *Locus of Control in Personality*, Morristown, New Jersey, The Learning Press, 1976.
20. R. Schwarzer, *Measurement of Perceived Self-Efficacy*, Berlin, Forschung an der Freien Universität, Berlin, 1993.
21. K.D. Stanley et M.R. Murphy, « A comparison of general self-efficacy with self-esteem », *Genetic, Social and General Psychology Monographs*, 123(1), 1993, p. 81-99.
22. S.L. Woodruff et J.F. Cashman, « Task, domain, and general efficacy: A reexamination of the self-efficacy scale », *Psychological Reports*, 72(2), 1993, p. 423-432.
23. C.A. Mizell, « Earnings' potential: the consequences of family background, adolescent self-concept, and adult labor force factors », *Journal of African American Men*, 4(3), 1999, p. 89-118.
24. R.C. Savin-Williams et D.H. Demo, « Conceiving or misconceiving the self: issues in adolescent self-esteem », *Journal of Early Adolescence*, 3(1-2), 1983, p. 121-140.
25. R. McGee et S. Williams, « Does low self-esteem predict health compromising behaviours among adolescents? », *Journal of Adolescence*, 23(5), 2000, p. 569-582.
26. D.S. Pine, P. Cohen, J. Brook *et al.*, « Psychiatric symptoms in adolescence as predictors of obesity in early adulthood: a longitudinal study », *American Journal of Public Health*, 87(8), 1997, p. 1303-1310.
27. C.J. Brack, D.P. Orr et G. Ingersoll, « Pubertal maturation and adolescent self-esteem », *Journal of Adolescent Health Care*, 9(4), 1988, p. 280-285.
28. E. Cairns, L. McWhirter, U. Duffy *et al.*, « The stability of self-concept in late adolescence: gender and situational effects », *Personality and Individual Differences*, 11(9), 1990, p. 937-944.
29. N.H. Chubb et C.I. Fertman, « Adolescent self-esteem and locus of control: a longitudinal study of gender and age differences », *Adolescence*, 32(125), 1997, p. 113-129.
30. E.D. Nottlemann, « Competence and self-esteem during transition from childhood to adolescence », *Developmental Psychology*, 23(3), 1987, p. 441-450.
31. C.L. Richman, M.L. Clark et K.P. Brown, « General and specific self-esteem in late adolescent students: race x gender x SES effects », *Adolescence*, 20(79), 1985, p. 555-566.
32. F.R. Rosenberg et R.G. Simmons, « Sex differences in the self-concept in adolescence », *Sex Roles*, 1(1), 197, p. 147-159.
33. A. Wigfield, J.S. Eccles, D. Maclver *et al.*, « Transitions during early adolescence: changes in children's domain-specific self-perceptions and general self-esteem across the transition to junior high school », *Developmental Psychology*, 27(4), 1991, p. 552-565.
34. J.P. Hill et M.E. Lynch, « The intensification of gender-related role expectations during early adolescence », In: J. Brooks-Gunn et A.C. Petersen, eds., *Girls at Puberty*, New York, Plenum Press, 1983, p. 201-228.
35. R.W. Robins, K.H. Trzesniewski, J.L. Tracy *et al.*, « Global self-esteem across the life span », *Psychology and Aging*, 17(3), 2002, p. 423-434.
36. R.G. Simmons, D.A. Blyth, E.F. Van Cleave *et al.*, « Entry into early adolescence: the impact of school structure, puberty, and early dating on self-esteem », *American Sociological Review*, 44(6), 1979, p. 948-967.
37. H. Sweeting et P. West, « Sex differences in health at ages 11, 13 and 15 », *Social Science & Medicine*, 56(1), 2003, p. 31-39.
38. S. Harter, « Causes and consequences of low self-esteem in children and adolescents », *Self-Esteem: The Puzzle of Low Self-Regard*, publié sous la direction de R.F. Baumeister, New York, Plenum Press, 1993, p. 87-116.
39. R. Eme, « Sex differences in childhood psychopathology: a review », *Psychological Bulletin*, 86(3), 1979, p. 574-595.
40. D.H. Demo et R.C. Savin-Williams, « Early adolescent self-esteem as a function of social class: Rosenberg and Pearlin revisited », *American Journal of Sociology*, 88(4), 1983, p. 763-774.
41. J. McCarthy et D. Hoge, « Analysis of age effects in longitudinal studies of adolescent self-esteem », *Developmental Psychology*, 18(3), 1982, p. 372-379.
42. P.M. O'Malley et J.G. Bachman, « Self-esteem: change and stability between ages 13 and 23 », *Developmental Psychology*, 19(2), 1983, p. 257-268.
43. M. Rosenberg, « Self-concept from middle childhood through adolescence », *Psychological Perspectives on the Self*, publié sous la direction de J. Suls et A.G. Greenwald, Hillsdale, New Jersey, Earlbaum, 1986.
44. R.G. Simmons, F. Rosenberg et M. Rosenberg, « Disturbance in the self-image at adolescence », *American Sociological Review*, 38(5), 1973, p. 553-568.
45. D.H. Demo, « The self-concept over time: research issues and directions », *Annual Review of Sociology*, 18, 1992, p. 303-326.
46. M. Rosenberg, *Conceiving the Self*, New York, Basic Books, 1979.
47. M. Rosenberg et L.I. Pearlin, « Social class and self-esteem among children and adults », *American Journal of Sociology*, 84(1), 1978, p. 53-77.
48. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States », Results from the National Comorbidity Survey, *Archives of General Psychiatry*, 51(1), 1994, p. 8-19.
49. American Psychiatric Association, *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*, troisième édition révisée, Washington, DC, American Psychiatric Association, 1989.
50. M.P. Beaudet, « Dépression », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 11-25 (Statistique Canada, n° 82-003).
51. Statistique Canada, Annexe F : Variables dérivées, Enquête nationale sur la santé de la population, *Fichiers de microdonnées à grande diffusion*, 1994-1995, Ottawa, ministre de l'Industrie, 1995, p. 17-20 (n° 82F0001XCB au catalogue).
52. T. Stephens, C.L. Craig et B.F. Ferris, « Adult physical activity in Canada: findings from the Canada Fitness Survey », *La revue canadienne de santé publique*, 77(4), 1986, p. 285-290.
53. 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.
54. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
55. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
56. S. Cohen et T.A. Wills, « Stress, social support, and the buffering hypothesis », *Psychological Bulletin*, 98(2), 1985, p. 310-357.
57. R.C. Kessler et J.D. McLeod, « Social support and mental health in community samples », *Social Support and Health*, publié sous la direction de S. Cohen et S.L. Syme, New York, Academic Press, 1985, p. 219-240.

58. 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).
59. 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.
60. 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.
61. J.F. Robertson et R.L. Simons, « Family factors, self-esteem, and adolescent depression », *Journal of Marriage and the Family*, 51(1), 1989, p. 125-138.
62. L.S. Walker et J.W. Greene, « The social context of adolescent self-esteem », *Journal of Youth and Adolescence*, 1986; 15(4), p. 315-322.
63. A. Hill et J. Roberts, « Body mass index: a comparison between self-reported and measured height and weight », *Journal of Public Health Medicine*, 20(2), 1998, p. 206-210.
64. R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109(4), 1995, p. 275-284.
65. M.K. Bynum et M.W. Durm, « Children of divorce and its effect on their self-esteem », *Psychological Reports*, 79(2), 1996, p. 447-450.
66. R.B. Felson et M.A. Zielinski, « Children's self-esteem and parental support », *Journal of Marriage and the Family*, 51(3), 1989, p. 727-735.
67. D.B. Jacobvitz et N.F. Bush, « Reconstructions of family relationships: parent-child alliances, personal distress, and self-esteem », *Developmental Psychology*, 32(4), 1996, p. 732-743.
68. S.D. Lamborn, N.S. Mounts, L. Steinberg *et al.*, « Patterns of competence and adjustment among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent, and neglectful families », *Child Development*, 62(5), 1991, p. 1049-1065.
69. C.B. McCormick et J.H. Kennedy, « Father-child separation, retrospective and current views of attachment relationship with father, and self-esteem in late adolescence », *Psychological Reports*, 86(3 Pt 1), 2000, p. 827-834.
70. R.E.L. Roberts et V.L. Bengston, « Relationships with parents, self-esteem, and psychological well-being in young adulthood », *Social Psychology Quarterly*, 56(4), 1993, p. 263-277.
71. D.T.L. Shek, « A longitudinal study of the relationship between family functioning and adolescent psychological well-being », *Journal of Youth Studies*, 1(2), 1998, p. 195-209.
72. R.L. Mullis et P. Chapman, « Age, gender, and self-esteem differences in adolescent coping styles », *The Journal of Social Psychology*, 140(4), 2000, p. 539-541.
73. P.J. Burke, « Social identities and psychosocial stress », *Psychosocial Stress: Perspectives on Structure, Theory, Life Course, and Methods*, publié sous la direction de H.B. Kaplan, New York, Academic Press, 1996, p. 141-174.
74. J. Mirowsky et C.E. Ross, *Social Causes of Psychological Distress*, New York, Aldine de Gruyter, 1989.
75. L.I. Pearlin et M.A. Lieberman, « Social sources of emotional distress », *Research in Community and Mental Health*, Volume 1, publié sous la direction de R. Simmons, Greenwich, CT, JAI Press, 1979, p. 217-248.
76. M. Rosenberg, C. Schooler et C. Schoenbach, « Self-esteem and adolescent problems: modelling reciprocal effects », *American Sociological Review*, 54(6), 1989, p. 1004-1018.
77. D. Bailis, A. Segall et J.G. Chipperfield, « Two views of self-rated general health status », *Social Science & Medicine*, 56(2), 2003, p. 203-217.
78. P. Martikainen, A. Aromaa, M. Heliövaara *et al.*, « Reliability of perceived health by sex and age », *Social Science & Medicine*, 48(8), 1999, p. 1117-1122.
79. M. Shields et S. Shoostari, « Déterminants de l'autoévaluation de la santé », *Rapports sur la santé*, 13(1), 2001, p. 35-52 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
80. R.A. Milligan, V. Burke, L.J. Beilin *et al.*, « Health-related behaviours and psycho-social characteristics of 18 year-old Australians », *Social Science & Medicine*, 45(10), 1997, p. 1549-1562.
81. J. Sprague et G. Brunk, « Readiness to act: a sociological conceptualization of self determination », *American Sociological Association Paper*, 1994.
82. M. Aarnio, T. Winter, J. Peltonen *et al.*, « Stability of leisure-time physical activity during adolescence – a longitudinal study among 16-, 17- and 18-year old Finnish youth », *Scandinavian Journal of Medical Science Sports*, 12(3), 2002, p. 179-185.
83. D. Alfermann et O. Stoll, « Effects of physical exercise on self-concept and well-being », *International Journal of Sport Psychology*, 31(1), 2000, p. 47-65.
84. C.R. Nigg, « Explaining adolescent exercise behavior change: a longitudinal application of the transtheoretical model », *Annals of Behavioural Medicine*, 23(1), 2001, p. 11-20.
85. K.A. Gordon Rouse, G.M. Ingersoll et A.D.P. Orr, « Longitudinal health endangering behavior risk among resilient and nonresilient early adolescents », *Journal of Adolescent Health*, 23(5), 1998, p. 297-302.

Annexe

Tableau A
Distribution de certaines caractéristiques, population âgée de 12 à 19 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%
Fichier transversal, 1994-1995			
Total	1 684	3 022	100,0
Garçons	833	1 552	51,4
Filles	851	1 470	48,6
Groupe d'âge			
12 à 15 ans	750	1 487	49,2
16 à 19 ans	934	1 535	50,8
Revenu du ménage			
Inférieur/moyen-inférieur	367	544	18,0
Moyen	490	964	31,9
Moyen-supérieur/supérieur	750	1 359	45,0
Données manquantes	77	155	5,1
Modalités de logement			
Habite avec l'un des parents	318	441	14,6
Autre	277	427	14,1
Habite avec les deux parents	1 075	2 125	70,3
Données manquantes	14	30	1,0
Fichier longitudinal, 1994-1995 à 2000-2001			
Total	1 089	3 085	100,0
Garçons	511	1 567	50,8
Filles	578	1 518	49,2
Groupe d'âge			
12 à 15 ans	517	1 583	51,3
16 à 19 ans	572	1 502	48,7
Revenu du ménage			
Inférieur/moyen-inférieur	213	530	17,2
Moyen	334	1 021	33,1
Moyen-supérieur/supérieur	490	1 361	44,1
Données manquantes	52	174	5,6
Modalités de logement			
Habite avec l'un des parents	199	450	14,6
Autre	154	381	12,4
Habite avec les deux parents	723	2 216	71,8
Données manquantes	13	38	1,3

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, fichier Santé, 1994-1995; Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, fichier Santé, 1994-1995 à 2000-2001

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

Témoins de violence— l'agressivité et l'anxiété chez les jeunes enfants

- En 1998-1999, un enfant de 4 à 7 ans sur douze avait été témoin de violence au foyer.
- Les enfants témoins de comportements violents sont plus susceptibles que les autres de faire montre d'une agressivité manifeste.
- Le niveau d'agressivité physique demeure élevé deux ans et quatre ans plus tard, aussi bien chez les filles que chez les garçons, et le niveau d'anxiété est élevé deux ans plus tard chez les garçons.

Résumé

Objectifs

Le présent article donne les pourcentages estimatifs d'enfants de 4 à 7 ans qui ont été témoins de violence au foyer. Il décrit les associations concurrentes, à court terme (deux ans plus tard) et à plus long terme (quatre ans plus tard) entre le fait d'être témoin de violence et l'agressivité manifeste, l'agressivité indirecte, et l'anxiété.

Source des données

Les données proviennent des composantes transversale et longitudinale des trois premiers cycles de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes réalisée par Statistique Canada.

Techniques d'analyse

La proportion d'enfants qui ont été témoins de violence au foyer est estimée d'après les données transversales pondérées du cycle de 1998-1999. L'analyse par régression logistique multiple est utilisée pour étudier les associations concurrentes, à court terme et à plus long terme, entre le fait d'être témoin de violence et l'agressivité manifeste, l'agressivité indirecte et l'anxiété.

Principaux résultats

En 1998-1999, selon les déclarations d'un parent, environ 8 % des enfants de 4 à 7 ans avaient été témoins de comportements violents au foyer. Le spectacle de la violence au foyer est associé à une expression concurrente d'agressivité manifeste chez les enfants des deux sexes, d'agressivité indirecte chez les garçons et d'anxiété chez les filles. Être témoin de violence est un prédicteur de l'agressivité manifeste deux ans et quatre ans plus tard chez les garçons ainsi que chez les filles. Chez ces dernières, la cote exprimant le risque de manifester de l'agressivité indirecte en 1996-1997 et de l'anxiété en 1998-1999 est également élevée; chez les garçons, une augmentation de la prévalence de l'anxiété a été observée en 1996-1997.

Mots-clés

Développement de l'enfant, comportement de l'enfant, relations familiales, comportement agressif.

Auteur

Kathleen Moss (613-951-1635; Kathleen.Moss@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Kathleen Moss

L'exposition à la violence au foyer est maintenant reconnue comme une forme de maltraitance des enfants¹. Néanmoins, les résultats d'études récentes sur la façon dont les enfants témoins de violence sont affectés sont souvent imprécis, contradictoires et non concluants^{2,3}.

Selon certaines études, les enfants exposés à la violence familiale manifestent un plus grand nombre de problèmes émotionnels ou d'« intériorisation », comme l'anxiété⁴⁻⁶ et de problèmes comportementaux ou d'« extériorisation », comme l'agressivité, que ceux qui ne sont pas exposés à cette forme de violence⁷⁻⁹. D'autres études ne montrent pas toujours ce genre d'associations^{5,10,11}. En outre, certains enfants éprouvent des effets négatifs à court terme, d'autres subissent des effets à court et à long terme et d'autres encore semblent n'éprouver aucun effet lié à la violence dont ils ont été témoins¹². Les associations instantanées et à long terme entre l'observation d'un comportement violent et l'agression et l'anxiété chez les enfants dépendent de l'âge et du sexe de l'enfant, de la gravité, de l'intensité et de la chronicité de la violence, de la perception qu'a l'enfant de son rôle dans la violence et des réactions parentales¹³. Cependant, la plupart des travaux de recherche sont fondés sur des données recueillies à un point précis dans le temps¹⁴; par exemple, des comptes rendus rétrospectifs faits, à l'âge adulte, par des victimes de violence familiale¹⁵⁻¹⁷.

Le présent article donne des estimations de la prévalence des enfants de 4 à 7 ans qui ont été témoins de violence au foyer fondées sur les données transversales du cycle de 1998-1999 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) (voir *Définitions, Limites et Méthodologie*). Les données transversales et longitudinales de l'ELNEJ sont en outre utilisées pour étudier les niveaux d'agressivité et d'anxiété en 1994-1995, ainsi que deux ans et quatre ans plus tard (en 1996-1997 et en 1998-1999) chez les jeunes enfants qui, en 1994-1995, ont, selon la déclaration d'un des parents, été témoins de comportements violents au foyer.

Toutes les associations sont étudiées au moyen de modèles multivariés tenant compte de l'effet d'autres

variables que l'on sait influencer sur les résultats, dont les caractéristiques de l'enfant et du parent, le type de famille et le style parental, c'est-à-dire le mode d'éducation adopté par les parents. Comme les garçons et les filles réagissent différemment au spectacle de la violence^{2,18,19}, les données ont été analysées séparément selon le sexe.

Un enfant sur douze

D'après les résultats de l'ELNEJ de 1998-1999, un enfant sur douze (8 %) âgé de 4 à 7 ans avait été témoin de violence au foyer, soit environ 120 000 (tableau 1). La plupart d'entre eux (64 %) avaient « rarement » observé un comportement violent. Pour environ le tiers (30 %), l'expérience s'était produite

Définitions

Dans le cadre de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, la question qui suit a été posée à un parent (la personne la mieux renseignée au sujet de l'enfant, c'est-à-dire la PMR) afin de déterminer la portée de la violence dont sont témoins les enfants au foyer : « À quelle fréquence voit-il/elle à la maison des adultes ou des adolescents se battre, se frapper ou tenter de faire du mal à d'autres? » Les catégories de réponses étaient « souvent », « parfois », « rarement » ou « jamais ». Pour les besoins de la présente analyse, les enfants qui, selon le parent déclarant, avaient été témoins de violence souvent, parfois ou rarement ont été classés dans la catégorie des enfants ayant été témoins de violence. Les enregistrements ne contenant aucun renseignement sur le fait d'être *témoin de violence* ont été exclus de l'analyse.

Dans 88,8 % des cas, la PMR était la mère biologique et dans les 8,7 % d'autres cas, le père biologique. Par conséquent, le terme « parent » est ici utilisé plutôt que PMR.

Les parents ont été classés dans les *groupes d'âge* suivants : moins de 35 ans et 35 ans et plus.

Trois *types de famille* ont été définis, à savoir deux parents biologiques/adoptifs, deux parents dont au moins un est un beau-parent, et famille monoparentale. Les enfants ne vivant pas avec un parent ou vivant avec des parents d'accueil ont été exclus de l'analyse.

Le nombre de *frères et sœurs dans le ménage* a été établi en fonction de deux catégories, à savoir aucun et au moins un (sont inclus les frères ou sœurs, les demi-frères ou demi-sœurs, les frères ou sœurs par alliance, les frères ou sœurs adoptifs et les frères ou sœurs en famille d'accueil).

Trois catégories ont été définies pour le *niveau de scolarité du parent*, à savoir pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires et études postsecondaires partielles.

La situation d'emploi du parent était soit *occupé* soit sans emploi au moment de l'enquête.

Le *revenu du ménage* a été déterminé d'après le revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'enquête et le nombre de membres du ménage.

Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieur/moyen-inférieur	1 à 4 5 ou plus	Moins de 20 000 \$ Moins de 30 000 \$
Moyen/moyen-supérieur/supérieur	1 à 4 5 ou plus	20 000 \$ et plus 30 000 \$ et plus

Le soutien émotionnel perçu par les parents a été déterminé en leur demandant d'évaluer les énoncés qui suivent au moyen d'une échelle à cinq points allant de « entièrement en désaccord » (cote 0) à « entièrement d'accord » (cote 3) :

- Si quelque chose allait mal, personne ne m'aiderait. (inversion de la cote)
- J'ai une famille et des ami(e)s qui m'aident à me sentir à l'abri du danger, en sécurité et heureux(se).
- J'ai quelqu'un en qui j'ai confiance et vers qui je pourrais me tourner pour avoir des conseils si j'avais des problèmes.
- Je n'ai personne avec qui je me sens à l'aise pour parler de mes problèmes. (inversion de la cote)
- Je ne me sens proche de personne. (inversion de la cote)
- Il y a des gens sur qui je peux compter en cas d'urgence.

Les réponses ont été totalisées pour obtenir une cote globale pouvant varier de 0 à 18 (coefficient alpha de Cronbach = 0,82). Une cote égale ou inférieure à 11 a été considérée comme indicatrice d'un faible soutien émotionnel. Ce seuil correspond au quartile inférieur de la distribution pondérée des données transversales de 1994-1995.

« parfois » et pour 5 %, « souvent ». Les garçons et les filles étaient aussi susceptibles les uns que les autres d'avoir été témoins de comportements violents.

Tableau 1
Prévalence des enfants témoins de violence au foyer, selon certaines caractéristiques, population à domicile de 4 à 7 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	%
Les deux sexes	8,1
Garçons [†]	8,2
Filles	8,0
Âge de l'enfant	
4 ou 5 ans [†]	8,3
6 ou 7 ans	7,9
Âge du parent	
Moins de 35 ans [†]	6,8
35 ans et plus	9,3*
Type de famille	
Deux parents biologiques/adoptifs [†]	7,5
Deux parents (au moins un beau-parent)	6,9 ^{E2}
Famille monoparentale	11,4*
Frères et sœurs dans le ménage	
Aucun	4,7 ^{E1}
Au moins un [†]	8,7*
Niveau de scolarité du parent	
Pas de diplôme d'études secondaires	11,9*
Diplôme d'études secondaires	8,2
Études postsecondaires partielles [†]	7,4
Parent occupé	
Oui [†]	8,1
Non	8,4 ^{E1}
Groupe de revenu du ménage	
Inférieur/moyen-inférieur	13,1*
Moyen/moyen-supérieur/supérieur [†]	7,3
Parent ayant un faible soutien émotionnel	
Oui	9,1
Non [†]	8,0
Style parental	
Faible interaction positive	
Oui	10,8*
Non [†]	7,3
Faible cohérence	
Oui	11,8*
Non [†]	7,1
Hostile	
Oui	12,1*
Non [†]	7,0
Punitif	
Oui	12,3*
Non [†]	7,3

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

Nota : Fondée sur 11 484 enregistrements.

[†] Catégorie de référence.

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

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

* Valeur significativement plus élevée que celle observée pour la catégorie de référence ($p < 0,05$, corrigé pour les comparaisons multiples).

Le spectacle de comportements violents est un phénomène plus courant chez les enfants ayant un parent plus âgé (35 ans et plus) ou des frères et sœurs.

Le statut socioéconomique semble jouer un rôle : les enfants dont le parent déclarant n'avait pas décroché de diplôme d'études secondaires étaient plus susceptibles d'avoir été témoins de violence que ceux dont le parent déclarant était plus instruit. Il existe aussi un lien avec le revenu du ménage, les enfants vivant dans un ménage du groupe de revenu inférieur ou moyen-inférieur étaient presque deux fois plus susceptibles d'avoir été témoins de violence que ceux vivant dans un foyer à revenu moyen ou élevé.

Une proportion relativement forte (11 %) d'enfants vivant dans une famille monoparentale avaient été témoins de violence. La probabilité qu'un enfant vivant avec un beau-parent ait vu des comportements violents au foyer était à peu près la même que pour un enfant vivant avec deux parents biologiques ou deux parents adoptifs (environ 7 %).

L'analyse des données de l'ELNEJ indique que le style parental est un déterminant du fait qu'un enfant soit témoin de violence, résultat qui confirme ceux d'autres études²⁰. Le taux de prévalence est plus élevé pour les enfants dont les parents font peu de commentaires positifs en retour, ont une attitude qui manque de cohérence ou sont relativement hostiles ou punitifs (voir *Style parental*).

Pour la plupart des enfants, être témoin de violence à la maison n'était pas une expérience répétitive. Près de 60 % de ceux qui avaient été témoins de violence en 1994-1995 ne l'ont pas été lors des deux cycles suivants de l'enquête. Environ le quart (24 %) ont été témoins de violence en 1996-1997 et 29 %, en 1998-1999.

Néanmoins, le fait d'avoir été témoin de violence en 1994-1995 est caractérisé par une association instantanée et à plus long terme avec l'agressivité et l'anxiété chez l'enfant (voir *Agressivité et anxiété*).

Agressivité manifeste

Se battre, lancer des menaces, se mettre en colère et intimider les autres sont tous des signes d'agressivité manifeste. Tant chez les garçons que chez les filles, être témoin de violence au foyer est associé à ce genre de comportement à brève échéance. En tout, 43 % des garçons qui avaient été témoins de violence en 1994-1995 étaient agressifs de façon manifeste, comparativement à 25 % chez ceux n'ayant pas observé de comportements violents (graphique 1). Les chiffres sont plus faibles pour les filles, mais l'écart persiste : 27 % contre 17 %.

Style parental

Quatre échelles ont été utilisées pour caractériser les méthodes d'éducation adoptées par les parents, à savoir l'interaction positive, cohérente, hostile/inefficace ou punitive.

L'*interaction positive* a été évaluée en demandant au parent de répondre à cinq énoncés au moyen d'une échelle à cinq points : « jamais » (cote 0), « environ une fois par semaine ou moins » (1), « quelques fois par semaine » (2), « une ou deux fois par jour » (3) ou « plusieurs fois par jour » (4).

- À quelle fréquence le/la félicitez-vous en lui disant des choses comme « Bravo! », « C'est très joli ce que tu as fait! » ou « Très bien! »?
- À quelle fréquence vous arrive-t-il de jouer avec lui/elle, de concentrer votre attention l'un sur l'autre pendant cinq minutes ou plus, pour le simple plaisir?
- À quelle fréquence vous arrive-t-il de rire avec lui/elle?
- À quelle fréquence vous arrive-t-il de faire avec lui/elle une activité spéciale qu'il/elle aime?
- À quelle fréquence vous arrive-t-il de faire des sports, des passe-temps ou des jeux avec lui/elle?

Les réponses ont été totalisées pour obtenir une cote globale pouvant varier de 0 à 20 (coefficient alpha de Cronbach = 0,81). Une cote égale ou inférieure à 11 (quartile inférieur de la distribution pondérée des données transversales de 1994-1995) a été considérée comme indicatrice d'une interaction positive faible.

L'évaluation de la *cohérence* a été faite en demandant au parent de répondre à cinq énoncés au moyen d'une échelle à cinq points : « jamais » (cote 0), « moins de la moitié du temps » (1), « environ la moitié du temps » (2), « plus de la moitié du temps » (3) ou « tout le temps » (4).

- Lorsque vous lui ordonnez de faire quelque chose, dans quelle proportion du temps vous assurez-vous qu'il/elle le fait?
- Si vous lui dites qu'il/elle sera puni(e) s'il/elle ne cesse pas de faire quelque chose et qu'il/elle continue de le faire, à quelle fréquence le/la punissez-vous?
- À quelle fréquence laissez-t-on passer des choses pour lesquelles vous pensez qu'il/elle aurait dû être puni(e)? (inversion de la cote)
- À quelle fréquence réussit-il/elle à éviter une punition lorsqu'il/elle le veut vraiment? (inversion de la cote)
- Lorsque vous le/la punissez, à quelle fréquence ne tient-il/elle pas compte de la punition que vous lui infligez? (inversion de la cote)

Les réponses ont été totalisées pour obtenir une cote globale pouvant varier de 0 à 20 (coefficient alpha de Cronbach = 0,66). Une cote égale ou inférieure à 12 (quartile inférieur de la distribution pondérée des données transversales de 1994-1995) a été considérée comme indicatrice d'une cohérence faible.

Pour repérer les méthodes *hostiles/inefficaces*, on a demandé au

parent de répondre à cinq énoncés au moyen d'une échelle à cinq points : « jamais » (cote 0), « environ une fois par semaine ou moins » (1), « quelques fois par semaine » (2), « une ou deux fois par jour » (3) ou « plusieurs fois par jour » (4).

- À quelle fréquence vous arrive-t-il d'être contrarié(e) par une parole ou un geste qu'il/elle n'est pas censé(e) dire ou faire?
- À quelle fréquence vous mettez-vous en colère lorsque vous le/la punissez?
- À quelle fréquence croyez-vous que le genre de punition que vous lui donnez dépend de votre humeur?
- À quelle fréquence croyez-vous avoir de la difficulté à vous y prendre avec lui/elle en général?
- À quelle fréquence devez-vous le/la punir à maintes reprises pour la même chose?

Le parent a aussi été invité à répondre à deux énoncés au moyen d'une échelle à cinq points : « jamais » (cote 0), « moins de la moitié du temps » (1), « environ la moitié du temps » (2), « plus de la moitié du temps » (3) ou « tout le temps » (4).

- Lorsque vous lui parlez de son comportement, dans quelle proportion du temps le/la félicitez-vous? (inversion de la cote)
- Lorsque vous lui parlez de sa conduite, dans quelle proportion du temps le/la désapprouvez-vous?

Les réponses à ces sept énoncés ont été totalisées pour obtenir une cote globale pouvant varier de 0 à 28 (coefficient alpha de Cronbach = 0,71). Une cote égale ou supérieure à 12 (quartile supérieur de la distribution pondérée des données transversales de 1994-1995) a été considérée comme indicatrice d'une forte hostilité.

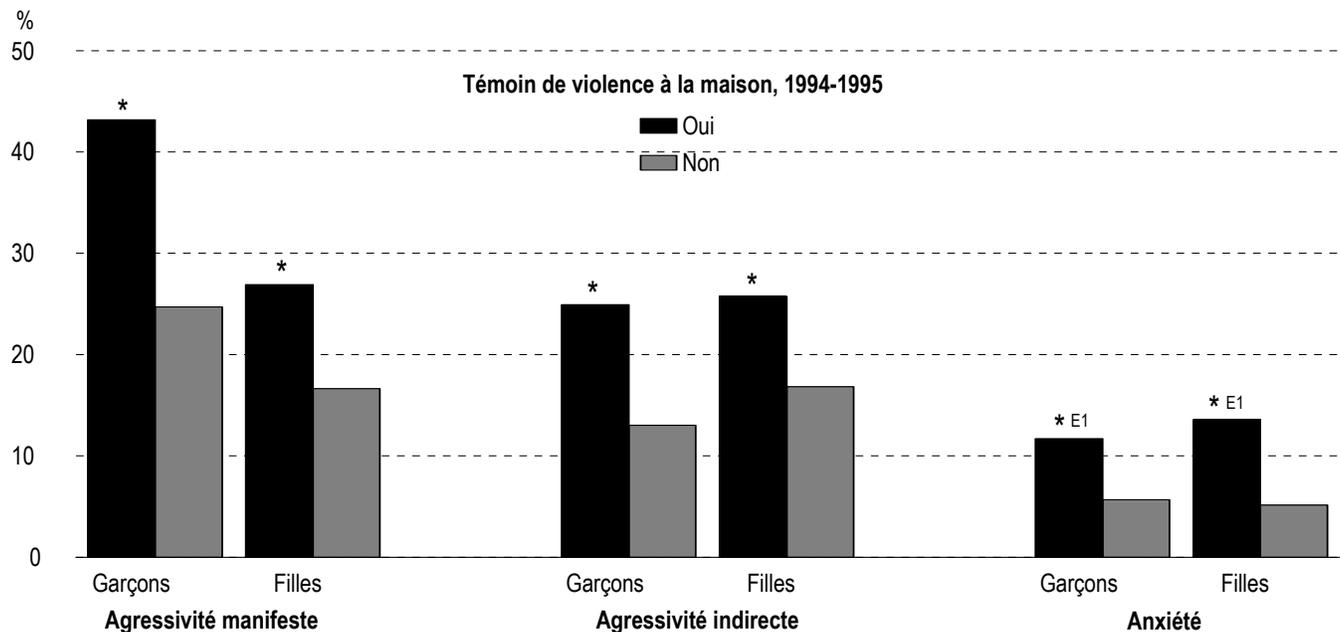
Pour repérer les méthodes *punitives*, le parent a été invité à répondre à quatre énoncés au moyen d'une échelle à cinq points : « jamais » (cote 0), « rarement » (1), « parfois » (2), « souvent » (3) ou « tout le temps » (4). Lorsqu'il/elle ne respecte pas les règles établies ou fait des choses qu'il/elle ne doit pas faire, dans quelle mesure réagissez-vous de l'une des façons suivantes :

- À quelle fréquence le/la félicitez-vous en lui disant des choses comme « Bravo! », « C'est très joli ce que tu as fait! » ou « Très bien! »?
- Élever la voix, le/la gronder ou lui crier après?
- Discuter calmement du problème avec lui/elle? (inversion de la cote)
- Lui infliger des punitions corporelles?
- Lui expliquer d'autres façons de se comporter qui sont acceptables? (inversion de la cote)

Les réponses ont été totalisées pour obtenir une cote globale pouvant varier de 0 à 16 (coefficient alpha de Cronbach = 0,57). Une cote égale ou supérieure à 7 (quartile supérieur de la distribution pondérée des données transversales de 1994-1995) a été considérée comme indicatrice d'une approche parentale punitive.

Graphique 1

Agressivité manifeste, agressivité indirecte, et anxiété, selon le sexe et le fait d'être témoin de violence au foyer, population à domicile de 4 à 7 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995



Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1994-1995

* Valeur significativement plus élevée que celle observée pour ceux (celles) qui n'ont pas été témoins de violence ($p < 0,05$).

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

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes établissant la relation entre le fait d'être témoin de violence au foyer en 1994-1995 et l'agressivité manifeste, l'agressivité indirecte, ou l'anxiété en 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, selon le sexe, population à domicile de 4 à 7 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Garçons						Filles					
	1994-1995		1996-1997		1998-1999		1994-1995		1996-1997		1998-1999	
	RC	IC de 95 %										
Agressivité manifeste												
Témoin de violence au foyer, 1994-1995												
Oui	1,9*	1,2-2,8	1,7*	1,1-2,7	2,1*	1,0-4,0	1,8*	1,1-2,8	2,3*	1,3-4,1	2,1*	1,2-3,9
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Agressivité indirecte												
Témoin de violence au foyer, 1994-1995												
Oui	1,6*	1,0-2,4	1,1	0,6-1,9	1,5	0,8-2,8	1,4	0,8-2,2	2,0*	1,2-3,3	1,5	0,8-2,5
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Anxiété												
Témoin de violence au foyer, 1994-1995												
Oui	1,4	0,8-2,6	1,9*	1,0-3,6	1,0	0,5-2,0	2,6*	1,4-4,9	1,4	0,6-3,1	2,2*	1,0-4,6
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...

Sources des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1994-1995; fichier longitudinal, 1994-1995 à 1996-1997; fichier longitudinal, 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Corrigés pour : l'âge de l'enfant; les frères et sœurs dans le ménage; le type de famille; le revenu du ménage; l'âge, la situation d'emploi et le soutien émotionnel du parent, et le style parental (tableaux A à C en annexe). Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure est égale à 1,0 sont significatifs.

† Catégorie de référence.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Naturellement, de nombreux autres facteurs, comme le type de famille, le statut socioéconomique ou le style parental, peuvent jouer un rôle dans le comportement agressif des enfants. Pourtant, même en tenant compte de l'effet de ces variables et de celui d'autres facteurs confusionnels éventuels, avoir été témoin de violence était indépendamment associé à l'agressivité manifeste chez les garçons ainsi que chez les filles en 1994-1995 (tableau 2, tableau A en annexe). La valeur élevée de la cote exprimant le risque d'agressivité manifeste chez les filles est un peu inattendue. Selon d'autres études, les filles sont plus susceptibles de réagir par une intériorisation, comme l'anxiété, plutôt que par une extériorisation, comme l'agressivité²¹.

Tant chez les filles que chez les garçons, le niveau d'agressivité est demeuré élevé au cours du temps. Les garçons et les filles témoins de violence en 1994-1995 étaient plus susceptibles que ceux qui ne l'avaient pas été d'être agressifs de façon manifeste deux ans plus tard (en 1996-1997) et quatre ans plus tard (en 1998-1999). Des études antérieures ont également montré que, même si l'enfant réagit parfois de façon plus prononcée immédiatement après avoir été exposé à la violence, il peut manifester plus tard des problèmes de développement et (ou) des problèmes psychologiques, comme des troubles des conduites et un comportement antisocial ou une prédisposition à l'automutilation²². On a aussi constaté que les troubles des conduites, comme

Agressivité et anxiété

Trois résultats ont été considérés pour évaluer les effets éventuels chez les enfants du spectacle de la violence au foyer, à savoir l'agressivité manifeste, l'agressivité indirecte et l'anxiété.

L'évaluation du niveau d'agressivité manifeste de l'enfant a été faite en demandant au parent de répondre à six énoncés au moyen d'une échelle à trois points : « jamais ou pas vrai » (cote 0), « quelquefois ou un peu vrai » (1) ou « souvent ou très vrai » (2). À quelle fréquence diriez-vous qu'il/elle :

- Se bagarre?
- Lorsqu'un autre enfant lui fait mal accidentellement (par exemple en le/la bousculant), il/elle suppose que cet enfant l'a fait exprès, se fâche et commence une bagarre?
- Attaque physiquement les autres?
- Menace les autres?
- Est cruel envers les autres, les brutalise et fait preuve de méchanceté?
- Frappe, mord, donne des coups de pied à d'autres enfants?

Les réponses ont été totalisées pour obtenir une cote globale pouvant varier de 0 à 12 (coefficient alpha de Cronbach = 0,77). Une cote égale ou supérieure à 3 (quartile supérieur de la distribution pondérée des données transversales de 1994-1995) a été considérée comme indicatrice d'un niveau élevé d'agressivité manifeste.

L'évaluation de l'agressivité indirecte, a été faite en demandant au parent de répondre à cinq énoncés au moyen d'une échelle à trois points : « jamais ou pas vrai » (cote 0), « quelquefois ou un peu vrai » (1) ou « souvent ou très vrai » (2). À quelle fréquence diriez-vous que, lorsqu'il/elle est fâché(e) contre quelqu'un, il/elle :

- Essaie d'entraîner les autres à détester cette personne?

- Devient ami(e) avec quelqu'un d'autre pour se venger?
- Dit de vilaines choses dans le dos de l'autre personne?
- Dit aux autres : ne restons pas avec lui/elle?
- Raconte les secrets de cette personne à quelqu'un d'autre?

Les réponses ont été totalisées pour obtenir une cote globale pouvant varier de 0 à 10 (coefficient alpha de Cronbach = 0,78). Une cote égale ou supérieure à 3 (quartile supérieur de la distribution pondérée des données transversales de 1994-1995) a été considérée comme indicatrice d'un niveau élevé d'agressivité indirecte.

Le niveau d'anxiété de l'enfant a quant à lui été déterminé en demandant au parent de répondre à huit énoncés au moyen d'une échelle à trois points : « jamais ou pas vrai » (cote 0), « quelquefois ou un peu vrai » (1) ou « souvent ou très vrai » (2). À quelle fréquence diriez-vous qu'il/elle :

- Semble malheureux(se), triste ou déprimé(e)?
- N'est pas aussi heureux(se) que les autres enfants?
- Est trop craintif(ve) ou angoissé(e)?
- Est inquiet(ète)?
- Pleure beaucoup?
- Semble triste, malheureux(se), près des larmes ou bouleversé(e)?
- Est nerveux(se) ou très tendu(e)?
- A de la difficulté à s'amuser?

Les réponses ont été totalisées pour obtenir une cote globale pouvant varier de 0 à 16 (coefficient alpha de Cronbach = 0,79). Une cote égale ou supérieure à 7 (quartile supérieur de la distribution pondérée des données transversales de 1994-1995) a été considérée comme indicatrice d'une forte anxiété.

l'agressivité durant l'enfance, pourraient être le meilleur prédicteur de troubles des conduites futurs²³.

Agressivité indirecte

L'agressivité n'est pas nécessairement physique ou manifeste. Elle peut prendre des formes plus subtiles, comme inciter des tiers à ne pas aimer ou à exclure une personne particulière, casser du sucre sur le dos de quelqu'un ou divulguer les secrets de quelqu'un, autrement dit, une agressivité indirecte.

En 1994-1995, le niveau d'agressivité indirecte avait tendance à être élevé chez les enfants qui avaient été témoins de violence au foyer. Près du quart des garçons et des filles dans cette situation manifestaient de l'agressivité indirecte, comparativement à 13 % des garçons et 17 % des filles qui n'avaient pas été témoins de violence (graphique 1). Quand on tient compte de l'effet d'autres facteurs, la relation entre le spectacle de la violence au foyer et l'agressivité indirecte en 1994-1995 persiste chez les garçons,

Limites

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) est une enquête générale qui a été conçue pour suivre le développement de l'enfant; par conséquent, les questions sur la violence physique au foyer sont limitées. On ne connaît pas la gravité de la violence et il est impossible de faire la distinction entre les enfants dont le parent a déclaré qu'ils avaient été témoins de violence et ceux qui pourraient en avoir été victimes. L'ELNEJ comprend uniquement des questions sur la violence que les enfants voient; aucun renseignement n'est fourni sur les façons plus cachées par lesquelles les enfants pourraient être exposés à la violence (ont entendu la confrontation ou en ont subi les conséquences). En outre, les questions ont trait uniquement à la violence physique et n'incluent pas la violence psychologique, comme les insultes verbales.

L'analyse se fonde sur les renseignements fournis par un parent. Par-dessus tout, l'interprétation de l'expression « violence à la maison » est celle du parent et dépend de sa disposition à divulguer ce genre d'information. Les parents pourraient intentionnellement minimiser ou nier la portée de la violence, parce qu'ils sont gênés ou craignent les conséquences, ou simplement parce qu'ils ne considèrent pas qu'il s'agit de « violence ». Selon une étude réalisée en 1994, 10 % des enfants d'un échantillon communautaire ont déclaré avoir été témoins de violence entre leurs parents, violence que ni l'un ni l'autre parent n'a reconnue²⁴. En outre, les parents pourraient supposer erronément que leurs enfants ne sont pas conscients de la violence. Une étude canadienne indique que nombre de parents croyaient que leurs enfants dormaient ou jouaient durant un épisode de violence; pourtant, ces enfants ont pu fournir un compte rendu détaillé des événements dont ils n'étaient pas censés avoir été témoins¹⁹.

En plus de leur hésitation à déclarer que leur enfant a été témoin de violence, leur désir de donner des réponses socialement acceptables pourrait avoir influencé la description donnée par les parents de leur style parental et du comportement de leur enfant. Les renseignements sur le comportement de l'enfant proviennent d'une seule source, habituellement la mère. Lorsqu'un parent est

l'auteur ou la victime de mauvais traitements, ou le conjoint d'une personne violente à l'égard des enfants, sa capacité d'évaluer le comportement de l'enfant peut être compromise⁶. Par exemple, le parent pourrait projeter ses propres frustrations sur l'enfant et il est connu que les parents bouleversés sont portés à évaluer le comportement de leurs enfants de façon plus critique que ne le ferait un observateur objectif²⁵.

Dans certains cas, la violence dont est témoin l'enfant peut avoir trait à des frères et sœurs adolescents. Cependant, il est impossible de déterminer qui était concerné par la violence, alors que cela pourrait influencer l'association entre le fait d'être témoin de violence et les résultats étudiés ici.

Bien que l'ELNEJ soit longitudinale, la petite taille des échantillons n'a pas permis d'examiner les variables de résultat en fonction de la répétition des situations où l'enfant est témoin de violence.

Malgré les données longitudinales, une relation temporelle n'a pas été établie et l'on ne peut inférer la causalité. Les niveaux élevés d'agressivité et d'anxiété peuvent avoir existé avant que l'enfant ne soit témoin de violence. En outre, certaines variables éventuellement associées aux résultats pourraient ne pas avoir été prises en compte dans l'analyse multivariée. L'importance de ces variables en tant que facteurs confusionnels éventuels est inconnue.

Les résultats de l'étude pourraient différer de ceux d'autres études, à cause de différences entre les échelles utilisées pour évaluer l'agressivité manifeste, l'agressivité indirecte et l'anxiété.

L'exclusion des enfants qui vivent au Yukon, au Nunavut et dans les Territoires du Nord-Ouest, ainsi qu'en établissements ou dans les réserves, et ceux vivant dans un foyer d'accueil peut avoir donné lieu à des résultats différents de ceux qui auraient été obtenus si l'analyse avait porté sur l'ensemble de la population d'enfants canadiens. En outre, nombre d'études visant à examiner les effets sur les enfants de l'exposition à la violence sont fondées sur les résidents des abris pour femmes. Les enfants vivant dans ce genre d'établissements ne sont pas couverts par l'ELNEJ.

mais elle n'est plus significative chez les filles (tableau 2, tableau B en annexe). Toutefois, deux ans plus tard (en 1996-1997), le niveau d'agressivité indirecte était élevé chez les filles qui avaient été témoins de violence en 1994-1995.

Anxiété

Un enfant jugé très anxieux est un enfant décrit par le parent déclarant comme étant malheureux, craintif et tendu. Ces caractéristiques sont assez courantes chez les enfants qui ont été témoins de violence,

Méthodologie

Source des données

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) est réalisée tous les deux ans par Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada. Lancée en 1994-1995, elle comporte une composante longitudinale et une composante transversale. Elle est conçue pour suivre jusqu'à l'âge adulte un échantillon représentatif d'enfants canadiens dont l'âge varie de la naissance à 11 ans de toutes les provinces et tous les territoires.

Dans chaque ménage, la personne considérée comme étant la mieux renseignée (PMR) au sujet de l'enfant a répondu à un ensemble de questions conçues pour recueillir des renseignements généraux sur ses propres caractéristiques socioéconomiques et sa santé, ainsi que sur celles de son (sa) conjoint(e) et celles de l'enfant, y compris la santé et l'environnement social de celui-ci.

En 1994-1995 (cycle 1), un total de 15 579 ménages ont été sélectionnés pour participer à l'ELNEJ. De ces ménages, 13 439 ont répondu, ce qui donne un taux global de réponse des ménages de 86,3 %. Dans ces ménages participants, jusqu'à deux enfants ont été sélectionnés afin de les suivre au cours du temps. En 1996-1997, le taux de réponse pour ces enfants était de 92 %, et en 1998-1999, il était de 89 %. Les taux de réponse longitudinaux pour 1996-1997 et 1998-1999 (cycles 2 et 3), fondés sur les personnes ayant répondu au premier cycle, sont de 92 % et 89 %, respectivement.

La présente analyse porte sur un sous-échantillon de 7 268 enfants des 10 provinces, qui étaient âgés de 4 à 7 ans en 1994-1995. Les enfants qui ne vivaient pas avec leurs parents ou qui vivaient dans un foyer d'accueil ont été exclus. Les tailles des échantillons transversaux et longitudinaux sont données à l'annexe (tableaux D à G).

Techniques d'analyse

La prévalence des enfants témoins de violence a été déterminée d'après les données de l'ELNEJ de 1998-1999. Des statistiques descriptives fondées sur le fichier transversal de 1998-1999 ont servi à déterminer la prévalence des enfants témoins de violence en fonction de certaines caractéristiques de l'enfant, du parent et de la famille.

On a utilisé le fichier transversal de 1994-1995 pour examiner les associations concurrentes entre le fait d'être témoin de violence et trois résultats, à savoir l'agressivité manifeste, l'agressivité indirecte et l'anxiété. Les relations entre le fait d'être témoin de violence et ces résultats en 1994-1995 ont été étudiées au moyen d'une série de modèles multivariés tenant compte de l'effet des caractéristiques démographiques, socioéconomiques, familiales et parentales soupçonnées d'exercer une influence.

Le fichier longitudinal a permis d'évaluer les associations entre le fait d'être témoin de violence en 1994-1995 et un niveau élevé d'agressivité manifeste, d'agressivité indirecte ou d'anxiété deux ans plus tard (1996-1997) et quatre ans plus tard (1998-1999). De nouveau, les associations ont été étudiées au moyen de modèles de régression multivariés. Dans tous les modèles de régression, les échelles continues utilisées pour évaluer les trois résultats ont été dichotomisées parce que les distributions étaient fortement asymétriques.

Comme l'ELNEJ ne fournit pas de mesure des trois résultats si l'enfant a plus de 11 ans, l'analyse a été limitée aux enfants qui avaient de 4 à 7 ans en 1994-1995 pour s'assurer qu'ils n'avaient pas plus de 11 ans en 1998-1999 au moment de l'entrevue du troisième cycle.

Les enfants qui ne vivaient pas avec leurs parents ou qui étaient placés dans un foyer d'accueil ont été exclus de l'analyse. Cette exclusion représente l'élimination de moins d'un demi pour cent des enregistrements concernant un enfant.

Les données transversales et longitudinales de 1994-1995 ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population des 10 provinces en 1994-1995. Le fichier de données transversales de 1998-1999 a été pondéré de façon qu'il soit représentatif de la population en 1998-1999. La technique du *bootstrap* a été utilisée pour tenir compte de l'effet du plan de l'enquête lors de l'estimation de la variance et des tests de signification^{26,27}. Le niveau de signification a été fixé à $p < 0,05$. Des modifications ont été apportées aux poids d'échantillonnage de l'ELNEJ en septembre 2003. La présente analyse repose toutefois sur les poids qui avaient été déterminés avant ces modifications.

comparativement à ceux qui n'ont pas été dans cette situation. En 1994-1995, 12 % des garçons témoins de violence avaient un haut degré d'anxiété, comparativement à 6 % de ceux qui n'avaient pas observé de comportement violent; les pourcentages correspondants pour les filles sont 14 % et 5 % (graphique 1). Chez les garçons, la relation observée en 1994-1995 entre le fait d'être témoin de violence et l'anxiété ne persiste pas une fois que sont pris en compte l'effet de facteurs comme le type de famille et le style parental (tableau 2, tableau C en annexe). En revanche, chez les filles, même en neutralisant l'effet de ces variables, la cote exprimant le risque d'un haut degré d'anxiété en 1994-1995 est deux fois plus élevée pour celles qui avaient été témoins de violence que pour celles qui ne l'avaient pas été.

Les travaux de recherche montrent que l'anxiété est d'autant plus susceptible de persister et d'influer sur les comportements futurs qu'elle se manifeste tôt chez l'enfant³. De même, l'analyse des données de l'ELNEJ indique qu'aussi bien chez les filles que chez les garçons, avoir été témoin de violence en 1994-1995 est associé de façon significative à l'anxiété à une époque ultérieure, deux ans plus tard pour les garçons et quatre ans plus tard pour les filles. La valeur élevée de la cote exprimant le risque d'anxiété chez les garçons est un peu étonnante. Selon d'autres études, les garçons sont plus susceptibles de réagir par une extériorisation, comme l'agressivité physique²¹.

En outre, ces résultats sont particulièrement intéressants, étant donné que l'anxiété est moins visible que l'agressivité; par conséquent, il est plus difficile de la dépister chez les jeunes enfants²⁸⁻³⁰.

Mot de la fin

En 1998-1999, un enfant de 4 à 7 ans sur douze avait, selon le parent déclarant, été témoin de violence au foyer. Pour la plupart de ces jeunes enfants, il s'agissait d'une situation peu fréquente qui n'était plus évidente deux ans et quatre ans plus tard. Néanmoins, l'expérience était associée à des problèmes de comportement et à des problèmes émotionnels survenus à brève et à plus longue échéance.

L'analyse des données transversales indique que, chez les enfants des deux sexes, être témoin de violence est associé à la manifestation concurrente d'un haut degré d'agressivité manifeste. Chez les garçons, l'expérience est également liée à une agressivité indirecte et chez les filles, à de l'anxiété. D'après les données longitudinales, les garçons et les filles qui avaient été témoins de violence en 1994-1995 continuaient de faire montre d'une agressivité manifeste deux ans et quatre ans plus tard. Les filles qui avaient été témoins de violence en 1994-1995 étaient également plus susceptibles de manifester une agressivité indirecte en 1996-1997 et de l'anxiété en 1998-1999, tandis que les garçons manifestaient un degré plus élevé d'anxiété en 1996-1997.

La présente analyse offre l'avantage de porter sur des données longitudinales représentatives de la population, ce qui n'était pas le cas de la plupart des travaux de recherche antérieurs sur l'agressivité et l'anxiété des enfants associées à la violence au foyer. La capacité de tenir compte de l'effet de nombreuses variables confusionnelles éventuelles qui sont incluses dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes rehausse aussi l'analyse. Les résultats renforcent le constat qui de plus en plus se dessine et selon lequel le fait d'être témoin de violence au foyer est lié à la manifestation d'agressivité et d'anxiété chez les jeunes enfants, tout comme il est aussi lié à la persistance de ces problèmes à court et à plus long terme. ■

Références

1. *Statistique Canada, La violence familiale au Canada : profil statistique*, Ottawa, 1999 (Statistique Canada, n° 85-224 au catalogue).
2. J.R. Kolbo, « Risk and resilience among children exposed to family violence », *Violence and Victims*, 11, 1996, p. 113-128.
3. J. Onyskiw, « *Children's responses to witnessing aggression* », thèse de doctorat, University of Alberta, Faculty of Nursing, 1999.
4. G.W. Holden et K.L. Ritchie « Linking extreme marital discord, child rearing, and child behavior problems: Evidence from battered women », *Child Development*, 55, 1991, p. 311-327.
5. E. Christopoulos, D. Cohn, D. Shaw *et al.*, « Children of abused women: Adjustment at time of shelter residence », *Journal of Marriage and the Family*, 49, 1987, p. 611-619.
6. P. Jaffe, D. Wolfe, S. Wilson *et al.*, « Similarities in behavioral and social maladjustment among child victims and witnesses to family violence », *American Orthopsychiatric Association*, 56(1), 1986, p. 142-146.
7. K. Sternberg, M. Lamb, C. Greenbaum *et al.*, « Effects of domestic violence on children's behavior problems and depression », *Developmental Psychology*, 29 (1), 1993, p. 44-52.
8. J. Fantuzzo, L. DePaola, L. Lambert *et al.*, « Effects of interparental violence on the psychological adjustment and competencies of young children », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 59, 1991, p. 258-265.

9. E. Jouriles, C. Murphy, K. O'Leary, « Interspousal aggression, marital discord, and child problems », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 57, 1989, p. 453-455.
10. E. Jouriles, J. Barling et K. O'Leary, « Predicting child behaviour problems in martially violent families », *Journal of Abnormal Child Psychology*, 15(2), 1987, p. 165-173.
11. D. Wolfe, L. Zak, S. Wilson *et al.*, « Child witnesses to violence between parents: Critical issues in behavioral and social adjustment », *Journal of Abnormal Child Psychology*, 14, 1986, p. 95-104.
12. H.M. Hughes et S. Graham-Bermann, « Children of battered women: Impact of emotional abuse and adjustment and development », *Journal of Emotional Abuse*, 23, 1998, p. 36-37.
13. M. Dauvergne et H. Johnson, « Les enfants témoins de violence familiale », *Juristat*, 21(6), 2001, p. 1-13 (Statistique Canada, n° 85-002 au catalogue).
14. J. Onyskiw, « Health and use of health services of children exposed to violence in their families », *Canadian Journal of Public Health*, 93(6), 2002, p. 416-420.
15. K. Henning, H. Leitenberg, P. Coffey *et al.*, « Long-term psychological and social impact of witnessing physical conflict between parents », *Journal of Interpersonal Violence*, 11, 1999, p. 35-51.
16. J. Fantuzzo et C. Lindquist, « The effects of observing conjugal violence on children: A review of research methodology », *Journal of Family Violence*, 4, 1989, p. 77-94.
17. D. Fergusson et J. Horwood, « Exposure to interparental violence in childhood and psychological adjustment in young adulthood », *Child Abuse and Neglect*, 22(5), 1998, p. 339-357.
18. S. Spaccarelli, I.N. Sandler et M. Roosa, « History of spouse violence against mother: Correlated risks and unique effects in child mental health », *Journal of Family Violence*, 9(1), 1994, p. 79-98.
19. P. Jaffe, D. Wolfe et S. Wilson, « *Children of Battered Women* », Newbury Park, CA, Sage, 1990.
20. J. Garbarino, « An ecological approach to child maltreatment », *The Social Context of Child Abuse and Neglect*, publié sous la direction de L.H. Pelton, New York, Human Services, 1985.
21. B. Rossman, H.M. Hughes et M. Rosenberg, *Children and Interparental Violence: The Impact of Exposure*, Philadelphia, PA, Brunner/Mazel, 2000.
22. D. Wolfe et B. Korsch, « Witnessing domestic violence during childhood and adolescence: Implication for pediatric practice », *Pediatrics*, 94(4), 1994, p. 594-599.
23. K. Bennett, « Screening for conduct problems: does the predictive accuracy of conduct disorder symptoms improve with age? », *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 40 (12), 2001, p. 1418-1425.
24. M. O'Brien, R. John, G. Margolin *et al.*, « Reliability and diagnostic efficacy of parents' reports regarding children's exposure to marital aggression », *Violence and Victims*, 9, 1994, p. 45-62.
25. G.H. Brody et R. Forehand, « Maternal perceptions of child maladjustment as a function of the combined influence of child behavior and maternal depression », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54, 1986, p. 237-240.
26. 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).
27. 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.
28. S. Campbell, « Behavior problems in preschool children: Developmental and family issues », *Advances in Clinical Child Psychology*, publié sous la direction de T.H. Ollendick et R.J. Prinz, New York, Plenum Press, 1997, p. 113-149.
29. S. Campbell, « Behavior problems in preschool children: A review of recent research », *Journal of Child Psychiatry*, 36, 1995, p. 113-149.
30. K. Rubin, S. Stewart, et X. Chen, « Parents of aggressive and withdrawn children », *Handbook of Parenting: Children and Parenting*, publié sous la direction de M.H. Bornstein, Mahwah, NJ, Lawrence Erlbaum Associates, 1995, p. 255-284.

Annexe

Tableau A

Rapports corrigés de cotes établissant la relation entre le fait d'être témoin de violence au foyer en 1994-1995 et l'agressivité manifeste en 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, selon le sexe et certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile de 4 à 7 ans, Canada, territoires non compris

Caractéristiques en 1994-1995	Garçons						Filles					
	Agressivité manifeste en :						Agressivité manifeste en :					
	1994-1995		1996-1997		1998-1999		1994-1995		1996-1997		1998-1999	
	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %
Témoin de violence au foyer, 1994-1995												
Oui	1,9*	1,2-2,8	1,7*	1,1-2,7	2,1*	1,0-4,0	1,8*	1,1-2,8	2,3*	1,3-4,1	2,1*	1,2-3,9
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Âge de l'enfant												
4 ou 5 ans†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
6 ou 7 ans	0,8	0,7-1,0	1,0	0,7-1,4	1,0	0,6-1,4	0,7*	0,6-1,0	0,6*	0,4-0,9	1,1	0,8-1,6
Âge du parent												
Moins de 35 ans	1,2	1,0-1,6	1,3	1,0-1,9	1,2	0,8-1,7	1,3	0,9-1,7	1-1	0,7-1,6	2,1*	1,4-3,2
35 ans ou plus†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Frères et sœurs dans le ménage												
Aucun	0,7	0,5-1,0	0,9	0,5-1,5	0,8	0,5-1,4	0,6	0,4-1,1	0,5*	0,3-0,8	0,5	0,2-1,2
Au moins un†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Type de famille												
Deux parents biologiques/adoptifs†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Deux parents (au moins un beau-parent)	0,8	0,5-1,3	0,8	0,4-1,6	0,5	0,2-1,3	0,7	0,3-1,3	2,6*	1,2-5,6	0,7	0,2-2,7
Famille monoparentale	1,8*	1,3-2,5	1,2	0,7-1,9	1,6	1,0-2,8	1,6	0,9-2,6	1,9*	1,0-3,4	1,2	0,6-2,2
Niveau de scolarité du parent												
Pas de diplôme d'études secondaires	1,1	0,7-1,5	0,9	0,5-1,4	1,4	0,8-2,2	0,9	0,6-1,2	1,2	0,7-2,0	0,9	0,5-1,6
Diplôme d'études secondaires	0,8	0,6-1,0	1,0	0,7-1,4	0,7*	0,5-1,0	0,7	0,5-1,2	1,1	0,7-2,0	1,0	0,6-1,6
Études postsecondaires partielles†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Parent occupé												
Oui†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Non	1,0	0,7-1,3	1,1	0,8-1,5	0,8	0,5-1,2	1,2	0,9-1,6	0,9	0,6-1,3	1,0	0,6-1,4
Groupe de revenu du ménage												
Inférieur/moyen-inférieur	0,8	0,6-1,1	1,0	0,6-1,7	1,3	0,8-2,0	0,7	0,5-1,1	0,6	0,4-1,0	1,2	0,7-2,1
Moyen/moyen-supérieur/supérieur†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Parent ayant un faible soutien émotionnel												
Oui	0,8	0,5-1,2	1,3	0,8-2,0	1,4	0,8-2,4	1,0	0,6-1,6	1,9*	1,1-3,3	1,3	0,6-2,6
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Style parental												
Faible interaction positive	1,0	0,8-1,4	0,8	0,6-1,2	1,0	0,6-1,5	1,0	0,7-1,4	1,7*	1,0-2,8	1,2	0,7-1,9
Faible cohérence	1,2	0,9-1,5	1,4	0,9-2,0	1,1	0,8-1,7	1,0	0,7-1,4	0,9	0,6-1,4	0,9	0,6-1,5
Hostile	3,3*	2,6-4,3	2,2*	1,6-3,1	2,1*	1,4-3,1	3,9*	2,8-5,3	2,6*	1,6-4,1	2,3*	1,5-3,5
Punitif	1,4*	1,1-2,0	1,3	0,9-1,8	1,5*	1,0-2,3	1,4	1,0-2,0	1,5	1,0-2,4	1,2	0,7-1,9
Information sur le modèle												
Taille de l'échantillon	3 496		2 193		1 899		3 433		2 196		1 901	
Échantillon avec agressivité manifeste élevée	1 006		505		435		643		314		288	
Enregistrements éliminés à cause de données manquantes	190		114		235		149		93		218	

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1994-1995; fichier longitudinal, 1994-1995 à 1996-1997; fichier longitudinal, 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Lorsqu'elle n'est pas indiquée, la catégorie de référence est l'absence de caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « hostile » est « non hostile ». Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,0 sont significatifs.

† Catégorie de référence.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B

Rapports corrigés de cotes établissant la relation entre le fait d'être témoin de violence au foyer en 1994-1995 et l'agressivité indirecte en 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, selon le sexe et certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile de 4 à 7 ans, Canada, territoires non compris

Caractéristiques en 1994-1995	Garçons						Filles					
	Agressivité indirecte en :						Agressivité indirecte en :					
	1994-1995		1996-1997		1998-1999		1994-1995		1996-1997		1998-1999	
RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	
Témoin de violence au foyer, 1994-1995												
Oui	1,6*	1,0-2,4	1,1	0,6-1,9	1,5	0,8-2,8	1,4	0,8-2,2	2,0*	1,2-3,3	1,5	0,8-2,5
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Âge de l'enfant												
4 ou 5 ans†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
6 ou 7 ans	2,1*	1,5-2,9	1,4*	1,0-2,0	1,0	0,6-1,5	2,3*	1,6-3,2	1,4*	1,0-2,0	1,0	0,7-1,5
Âge du parent												
Moins de 35 ans	1,1	0,7-1,6	1,8*	1,2-2,7	1,0	0,7-1,6	1,4	1,0-1,9	0,8	0,6-1,2	1,5*	1,0-2,2
35 ans ou plus†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Frères et sœurs dans le ménage												
Aucun	1,0	0,6-1,7	1,1	0,6-2,0	1,0	0,5-1,7	0,8	0,4-1,3	1,0	0,6-1,6	0,7	0,4-1,1
Au moins un†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Type de famille												
Deux parents biologiques/adoptifs†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Deux parents (au moins un beau-parent)	1,3	0,6-2,7	0,9	0,4-1,8	0,6	0,2-1,5	1,6	0,8-3,2	2,5*	1,2-4,9	0,6	0,2-1,9
Famille monoparentale	1,3	0,9-2,0	1,6	0,9-2,9	1,6	0,9-2,9	2,3*	1,4-3,9	2,2*	1,3-3,8	1,6	0,9-2,6
Niveau de scolarité du parent												
Pas de diplôme d'études secondaires	1,1	0,7-1,8	1,2	0,7-2,0	2,4*	1,4-4,1	1,0	0,7-1,5	0,8	0,5-1,2	1,2	0,7-2,0
Diplôme d'études secondaires	0,8	0,5-1,1	1,3	0,8-2,0	1,2	0,8-1,9	1,0	0,7-1,5	0,9	0,5-1,4	1,2	0,7-1,9
Études postsecondaires partielles†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Parent occupé												
Oui†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Non	0,7	0,4-1,1	1,3	0,9-2,0	0,7	0,4-1,1	1,1	0,8-1,6	1,1	0,8-1,5	0,6*	0,4-1,0
Groupe de revenu du ménage												
Inférieur/moyen-inférieur	1,6*	1,0-2,6	1,1	0,6-1,9	1,0	0,6-1,6	0,7	0,5-1,2	0,8	0,5-1,4	1,0	0,6-1,6
Moyen/moyen-supérieur/supérieur†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Parent ayant un faible soutien émotionnel												
Oui	1,4	0,8-2,3	1,1	0,6-1,9	1,3	0,7-2,6	1,0	0,6-1,7	1,1	0,6-1,8	1,0	0,5-2,1
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Style parental												
Faible interaction positive	1,2	0,9-1,8	1,1	0,7-1,7	1,3	0,7-2,2	1,3	0,9-1,8	1,5	1,0-2,3	1,5	1,0-2,3
Faible cohérence	1,6*	1,1-2,2	1,5*	1,0-2,2	1,6	1,0-2,6	1,4*	1,0-2,0	1,3	0,9-2,0	1,5	1,0-2,3
Hostile	2,3*	1,7-3,1	1,5*	1,0-2,3	2,9*	1,9-4,4	2,2*	1,5-3,1	2,1*	1,3-3,2	1,6	1,0-2,6
Punitif	1,1	0,8-1,6	1,2	0,8-1,9	1,1	0,7-1,8	1,6*	1,1-2,3	1,1	0,7-1,5	1,5	1,0-2,4
Information sur le modèle												
Taille de l'échantillon	3 414		2 082		1 788		3 342		2 107		1 809	
Échantillon avec agressivité indirecte élevée	498		330		272		543		443		397	
Enregistrements éliminés à cause de données manquantes	272		225		346		240		182		310	

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1994-1995; fichier longitudinal, 1994-1995 à 1996-1997; fichier longitudinal, 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Lorsqu'elle n'est pas indiquée, la catégorie de référence est l'absence de caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « hostile » est « hostile ». Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,0 sont significatifs.

† Catégorie de référence.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Table C

Rapports corrigés de cotes établissant la relation entre le fait d'être témoin de violence au foyer en 1994-1995 et l'anxiété en 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999, selon le sexe et certaines caractéristiques en 1994-1995, population à domicile de 4 à 7 ans, Canada, territoires non compris

Caractéristiques en 1994-1995	Garçons Anxiété en :						Filles Anxiété en :					
	1994-1995		1996-1997		1998-1999		1994-1995		1996-1997		1998-1999	
	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %	RC	IC de 95 %
Témoin de violence au foyer, 1994-1995												
Oui	1,4	0,8-2,6	1,9*	1,0-3,6	1,0	0,5-2,0	2,6*	1,4-4,9	1,4	0,6-3,1	2,2*	1,0-4,6
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Âge de l'enfant												
4 ou 5 ans†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
6 ou 7 ans	2,4*	1,5-3,8	1,1	0,7-1,6	0,8	0,5-1,3	1,6	1,0-2,6	1,3	0,8-2,2	1,0	0,5-1,8
Âge du parent												
Moins de 35 ans	1,3	0,8-2,2	1,7	1,0-2,7	1,2	0,7-1,8	1,5	0,9-2,3	1,6	1,0-2,7	2,6*	1,4-4,7
35 ans ou plus†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Frères et sœurs dans le ménage												
Aucun	0,9	0,4-1,8	0,6	0,3-1,1	2,6*	1,4-4,9	0,6	0,3-1,3	1,0	0,5-2,0	0,4*	0,2-0,9
Au moins un†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Type de famille												
Deux parents biologiques/adoptifs†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Deux parents (au moins un beau-parent)	1,4	0,6-3,2	1,7	0,7-3,9	0,9	0,4-2,2	0,9	0,4-2,0	2,2	0,8-5,9	1,0	0,4-2,5
Famille monoparentale	2,4*	1,4-4,1	2,6*	1,6-4,4	2,1*	1,1-3,9	1,3	0,6-2,9	1,5	0,7-3,2	1,6	0,9-2,9
Niveau de scolarité du parent												
Pas de diplôme d'études secondaires	0,8	0,4-1,6	0,9	0,5-1,7	0,7	0,4-1,5	0,9	0,4-1,8	1,4	0,8-2,4	0,9	0,5-1,7
Diplôme d'études secondaires	0,9	0,5-1,5	1,0	0,6-1,7	0,5*	0,3-1,0	1,2	0,7-2,1	0,7	0,3-1,5	0,5	0,2-1,1
Études postsecondaires partielles†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Parent occupé												
Oui†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Non	0,8	0,5-1,4	1,2	0,8-2,0	1,1	0,7-1,8	1,5	1,0-2,5	0,5*	0,3-0,8	0,7	0,5-1,2
Groupe de revenu du ménage												
Inférieur/moyen-inférieur	1,3	0,7-2,3	0,9	0,6-1,5	1,4	0,8-2,3	0,9	0,4-1,9	0,9	0,5-1,6	1,3	0,8-2,1
Moyen/moyen-supérieur/supérieur†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Parent ayant un faible soutien émotionnel												
Oui	1,1	0,6-2,1	0,7	0,3-1,6	1,1	0,5-2,6	0,6	0,3-1,2	1,2	0,6-2,4	1,1	0,5-2,5
Non†	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Style parental												
Faible interaction positive	0,7	0,4-1,3	1,0	0,5-1,8	1,1	0,7-1,7	1,3	0,7-2,3	1,2	0,7-2,1	1,4	0,7-2,7
Faible cohérence	1,2	0,8-1,8	0,9	0,5-1,4	1,2	0,6-2,1	1,2	0,7-1,9	0,9	0,5-1,5	1,1	0,6-1,8
Hostile	4,3*	2,8-6,5	3,2*	2,0-5,2	3,7*	2,4-5,9	3,7*	2,3-6,1	1,9*	1,0-3,6	1,7	0,9-3,3
Punitif	1,2	0,7-1,9	0,9	0,5-1,4	0,8	0,5-1,3	0,9	0,5-1,4	1,3	0,7-2,4	1,2	0,5-2,8
Information sur le modèle												
Taille de l'échantillon	3 501		2 196		1 899		3 441		2 198		1 906	
Échantillon avec anxiété élevée	237		208		215		206		179		161	
Enregistrements éliminés à cause de données manquantes	185		111		235		141		91		213	

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1994-1995; fichier longitudinal, 1994-1995 à 1996-1997; fichier longitudinal, 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Lorsqu'elle n'est pas indiquée, la catégorie de référence est l'absence de caractéristique; par exemple, la catégorie de référence pour « hostile » est « non hostile ». Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la borne inférieure/supérieure est égale à 1,0 sont significatifs.

† Catégorie de référence.

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau D

Tailles des échantillons tirés du fichier transversal pour l'évaluation du fait d'être témoin de violence au foyer, selon le sexe, population à domicile de 4 à 7 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999

	Garçons			Filles		
	Taille de l'échantillon	Population estimative		Taille de l'échantillon	Population estimative	
		milliers	%		milliers	%
Total	5 871	781	100	5 613	744	100
Témoin de violence au foyer						
Oui	434	61	8	407	56	8
Non	5 268	684	88	5 032	649	87
Non déclaré	169	35	4	174	39 ^{E1}	5

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1998-1999

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas être égale aux totaux indiqués.

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

Tableau E

Tailles des échantillons tirés du fichier transversal pour l'évaluation du fait d'être témoin de violence au foyer et des résultats d'agressivité/anxiété, selon le sexe, population à domicile de 4 à 7 ans, Canada, territoires non compris, 1994-1995

	Garçons			Filles		
	Taille de l'échantillon	Population estimative		Taille de l'échantillon	Population estimative	
		milliers	%		milliers	%
Total	3 686	800	100	3 582	762	100
Témoin de violence au foyer						
Oui	303	60	8	307	60	8
Non	3 279	721	90	3 201	686	90
Non déclaré	104	19	2	74	17 ^{E1}	2
Forte agressivité manifeste						
Oui	1 023	203	25	649	129	17
Non	2 552	575	72	2 851	614	80
Non déclaré	111	21	3	82	19 ^{E1}	3
Forte agressivité indirecte						
Oui	510	105	13	553	128	17
Non	2 970	648	81	2 850	597	78
Non déclaré	206	47	6	179	38	5
Forte anxiété						
Oui	243	48	6	209	43	6
Non	3 338	732	92	3 303	705	92
Non déclaré	105	20	2	70	14 ^{E1}	2

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier transversal, 1994-1995

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas être égale aux totaux indiqués.

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

Tableau F

Tailles des échantillons tirés du fichier longitudinal pour l'évaluation du fait d'être témoin de violence au foyer et des résultats d'agressivité/anxiété en 1996-1997, selon le sexe, population à domicile de 4 à 7 ans ayant été témoin de violence en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Garçons			Filles		
	Taille de l'échantillon	Population estimative		Taille de l'échantillon	Population estimative	
		milliers	%		milliers	%
Total	2 307	801	100	2 289	761	100
Témoin de violence au foyer, 1994-1995						
Oui	169	55	7	183	61	8
Non	2 109	738	92	2 076	684	90
Non déclaré	29	9 ^{E1}	1	30	16 ^{E2}	2
Forte agressivité manifeste, 1996-1997						
Oui	520	182	23	319	106	14
Non	1 759	609	76	1 941	640	84
Non déclaré	28	10 ^{E2}	1	29	15 ^{E2}	2
Forte agressivité indirecte, 1996-1997						
Oui	341	123	15	460	168	22
Non	1 822	632	79	1 710	551	72
Non déclaré	144	46	6	119	43	6
Forte anxiété, 1996-1997						
Oui	214	74	9	184	75	10
Non	2 068	718	90	2 078	673	88
Non déclaré	25	9 ^{E2}	1	27	13 ^{E2}	2

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier longitudinal, 1994-1995 à 1996-1997

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas être égale aux totaux indiqués.

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

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

Tableau G
Tailles des échantillons tirés du fichier longitudinal pour l'évaluation du fait d'être témoin de violence au foyer et des résultats d'agressivité/anxiété en 1998-1999, selon le sexe, population à domicile de 4 à 7 ans ayant été témoin de violence en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Garçons			Filles		
	Taille de l'échantillon	Population estimative		Taille de l'échantillon	Population estimative	
		milliers	%		milliers	%
Total	2 134	757	100	2 119	708	100
Témoin de violence au foyer, 1994-1995						
Oui	152	58	8	170	62	9
Non	1 822	636	84	1 777	589	83
Non déclaré	160	63	8	172	57	8
Forte agressivité manifeste, 1998-1999						
Oui	454	151	20	291	80	11
Non	1 521	541	71	1 666	568	80
Non déclaré	159	66	9	162	60	9
Forte agressivité indirecte, 1998-1999						
Oui	278	91	12	411	147	21
Non	1 580	553	73	1 451	468	66
Non déclaré	276	113	15	257	93	13
Forte anxiété, 1998-1999						
Oui	222	79	11	166	58	8
Non	1 753	616	81	1 796	597	84
Non déclaré	159	62	8	157	53	8

Source des données : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, fichier longitudinal, 1994-1995 à 1998-1999

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas être égale aux totaux indiqués.