

N° 82-003-X au catalogue

Rapports sur la santé

Volume 22, numéro 1



 Statistique Canada Statistics Canada

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 l'information et de la recherche sur la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-1765).

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à infostats@statcan.gc.ca ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369

Appels locaux ou internationaux :

Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Programme des services de dépôt

Service de renseignements	1-800-635-7943
Télécopieur	1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit ou le commander

Le produit n° 82-003-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de choisir la rubrique « Publications ».

Ce produit n° 82-003-X au catalogue est aussi disponible en version imprimée standard au prix de 24 \$CAN l'exemplaire et de 68 \$CAN pour un abonnement annuel.

Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

	Exemplaire	Abonnement annuel
États-Unis	6 \$CAN	24 \$CAN
Autres pays	10 \$CAN	40 \$CAN

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

La version imprimée peut être commandée par les moyens suivants :

- Téléphone (Canada et États-Unis) 1-800-267-6677
- Télécopieur (Canada et États-Unis) 1-877-287-4369
- Courriel infostats@statcan.gc.ca
- Poste
Statistique Canada
Finances
Immeuble R.-H.-Coats, 6^e étage
150, promenade Tunney's Pasture
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous signalez 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. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Rapports sur la Santé

Une revue canadienne à contenu évalué par les pairs consacrée à la recherche sur la santé des populations et les services de santé

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2011

Tous droits réservés. Ce produit ne peut être reproduit et/ou transmis à des personnes ou organisations à l'extérieur de l'organisme du détenteur de licence. Des droits raisonnables d'utilisation du contenu du produit sont accordés seulement à des fins de recherche personnelle, organisationnelle ou de politique gouvernementale ou à des fins éducatives. Cette permission comprend l'utilisation du contenu dans des analyses et dans la communication des résultats et conclusions de ces analyses, y compris la citation de quantités limitées de renseignements complémentaires extraits du produit de données dans ces documents. Cette documentation doit servir à des fins non commerciales seulement. Si c'est le cas, la source des données doit être citée comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, les utilisateurs doivent d'abord demander la permission écrite aux Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0T6.

Mars 2011

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 22, n° 1
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 22, n° 1
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

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.

Rédactrice en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Chef de publication
Janice Felman

Rédactrice adjointe
Anne Marie Baxter

Gestionnaire de la production
Robert Pellarin

Services de créativité conceptuelle
Rasha Bradic

Administration
Amber Doy-Yat

Rédacteurs associés

David Buckeridge
Université McGill

Elizabeth Lin
Institut psychiatrique Clarke

Doug Manuel
Institut de recherche en santé d'Ottawa
et Statistique Canada

Nazeem Muhajarine
Université de la Saskatchewan

Georgia Roberts
Statistique Canada

Nancy Ross
Université McGill et Statistique Canada

Geoff Rowe
Statistique Canada

Michelle Simard
Statistique Canada

À la recherche d'auteurs : Nous invitons les chercheurs de l'administration publique ou du milieu universitaire à nous soumettre des articles pour publication. Il peut s'agir d'articles de recherche en bonne et due forme; de courts exposés narratifs pour la « Santé en bref »; ou de textes sur un volet technique des analyses découlant d'enquêtes complexes sur la santé ou de bases de données administratives pour le « Coup d'œil méthodologique ». Les auteurs intéressés ont accès à des lignes directrices détaillées en tapant www.statcan.gc.ca/rapportssurlasante.

Version électronique : On peut se procurer gratuitement *Rapports sur la santé* en format PDF ou HTML. Le plus récent numéro se trouve à l'adresse ci-dessus. Pour consulter les numéros antérieurs, cliquer sur « Autres parutions dans la série » dans la barre de gauche.

Also available in English: *Health Reports*, Catalogue No. 82-003-X

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 provisoire
- r révisé
- 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.

À propos de Rapports sur la santé

R*apports sur la santé* fait découvrir des travaux de Recherche sur différents sujets rattachés à la santé des populations et aux services de santé. Chercheurs, décideurs et non-initiés y trouveront un éventail de données analytiques provenant d'enquêtes nationales et provinciales et de bases de données administratives, ainsi que les résultats de travaux comparatifs de recherche en santé à l'échelle internationale. *Rapports sur la santé* permet la mise en commun de renseignements méthodologiques, à l'intention des utilisateurs d'enquêtes sur la santé ou de bases de données administratives. La revue est produite par la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada. Elle est mise en ligne chaque mois et paraît chaque trimestre en version imprimée. Les articles sont indexés dans Index Medicus et MEDLINE.

Pour s'informer des *Rapports sur la santé*, contacter Janice Felman, Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, immeuble R.-H.-Coats, 24^e étage, Ottawa (Ontario) Canada K1A0T6.

Téléphone : 613-951-6446

Télécopieur : 613-951-3959

Courriel : rapportssurlasante@statcan.gc.ca

Comité de rédaction

David L. Streiner, rédacteur scientifique
Université de Toronto

Bill Avison
Université de Western Ontario

Adam Baxter-Jones
Université de la Saskatchewan

Lise Dubois
Université d'Ottawa

James Dunn
Université de Toronto et le Centre for
Research on Inner City Health

Bob Evans
Université de la Colombie-Britannique

David Feeny
Kaiser Permanente

Rick Glazier
Institut de recherche en services de santé et
Université de Toronto

Judy Guernsey
Université de Dalhousie

Glenn Irwin
Santé Canada

Howard Morrison
Agence de la santé publique du Canada

Cameron Mustard
Institut de recherche sur le travail et la
santé, Université de Toronto

Tom Noseworthy
Université de Calgary

Patricia O'Campo
Université de Toronto et le Centre for
Research on Inner City Health

Jennifer O'Loughlin
Université de Montréal

Indra Pulcins
Institut canadien d'information sur la santé

Nancy Ross
Université McGill et Statistique Canada

Paul Veugelers
Université de l'Alberta

Michael Wolfson
Statistique Canada

Dans ce numéro

Travaux de recherche



- **Activité physique des adultes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009** 7

par Rachel C. Colley, Didier Garriguet, Ian Janssen, Cora L. Craig, Janine Clarke et Mark S. Tremblay

Environ 15 % des Canadiens adultes accumulent 150 minutes ou plus d'activité physique modérée à vigoureuse par semaine, en tranches de 10 minutes, mais moins de 5 % d'entre eux en accumulent au moins 30 minutes cinq jours par semaine ou plus.



- **Activité physique des enfants et des jeunes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009**17

par Rachel C. Colley, Didier Garriguet, Ian Janssen, Cora L. Craig, Janine Clarke et Mark S. Tremblay

Environ 9 % de garçons et 4 % de filles accumulent 60 minutes d'activité physique modérée à vigoureuse au moins six jours par semaine.



- **Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits, 1991 à 2001**27

par Michael Tjepkema, Russell Wilkins, Jennifer Pennock et Neil Goedhuis

Les taux d'années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans obtenus pour les Indiens inscrits représentent généralement au moins le double de ceux obtenus pour les non-Autochtones.

□ **Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Métis et les Indiens non inscrits, 1991 à 200141**

par Michael Tjepkema, Russell Wilkins, Sacha Senécal, Éric Guimond et Christopher Penney

Les inégalités absolues et relatives dans les taux d'années potentielles de vie perdues parmi les Métis et les Indiens non inscrits sont particulièrement élevées dans le cas des blessures.



□ **Activité physique chez les Premières nations hors réserve, les Métis et les Inuits53**

par Leanne C. Findlay

Les Premières nations (hors réserve) et les Métis sont significativement plus susceptibles que les non-Autochtones d'avoir un mode de vie actif.



Coup d'œil méthodologique

□ **Évaluation de la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes63**

par Rübab G. Arim, Jennifer D. Shapka, V. Susan Dahinten et Brent F. Olson

L'élimination d'un item de l'échelle de nurturance et d'un item de l'échelle de surveillance améliore l'ajustement des échelles aux données.



**PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À**

www.statcan.gc.ca

Activité physique des adultes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009

par Rachel C. Colley, Didier Garriguet, Ian Janssen, Cora L. Craig, Janine Clarke et Mark S. Tremblay

Résumé

Contexte

Les taux d'obésité sont en hausse tandis que les niveaux de condition physique diminuent, d'où l'intérêt accru que suscitent les facteurs qui sous-tendent ces tendances. Le présent article fait état des premières données sur les mesures directes de l'activité physique et du comportement sédentaire prises auprès d'un échantillon représentatif à l'échelle nationale de Canadiens de 20 à 79 ans.

Données et méthodes

Les données sont tirées de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) de 2007-2009. L'activité physique a été mesurée par accélérométrie. Les données sont présentées sous forme de temps consacré à une activité sédentaire ou demandant un mouvement d'intensité légère, modérée ou vigoureuse, ainsi que de nombre cumulé de pas par jour.

Résultats

Environ 15 % des Canadiens adultes cumulent 150 minutes d'activité physique modérée à vigoureuse (APMV) par semaine; 5 % cumulent 150 minutes par semaine à raison d'au moins 30 minutes d'APMV cinq jours ou plus par semaine. Les hommes sont plus actifs que les femmes et l'APMV diminue avec l'âge et l'adiposité. Les Canadiens adultes sont sédentaires pendant environ 9,5 heures par jour (69 % des heures de veille). Les hommes cumulent en moyenne 9 500 pas par jour et les femmes, 8 400 pas par jour. La cible de 10 000 pas par jour est atteinte par 35 % des adultes.

Interprétation

Avant l'ECMS, des mesures objectives de l'activité physique et du comportement sédentaire n'étaient pas disponibles pour un échantillon représentatif de Canadiens. Les résultats montrent que 85 % des adultes ne sont pas suffisamment actifs pour respecter la nouvelle recommandation du Canada en matière d'activité physique.

Mots-clés

Actical, mesures de santé durant l'exercice, activité motrice, podomètre, condition physique, santé publique, obésité, comportement sédentaire.

Auteurs

Rachel C. Colley (613-737-7600, poste 4118; rcolley@cheo.on.ca) travaille à l'Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'Est de l'Ontario et à la Division de l'analyse de la santé à Statistique Canada. Didier Garriguet (613-951-7187; Didier.Garriguet@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé et Janine Clarke, à la Division des mesures physiques de la santé à Statistique Canada. Ian Janssen est à l'Université Queen's. Cora L. Craig travaille à l'Institut canadien de la recherche sur la condition physique et le mode de vie. Mark Tremblay fait partie de l'Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'Est de l'Ontario et du Département de pédiatrie de l'Université d'Ottawa.

L'activité physique régulière est associée à une diminution du risque de maladie cardiovasculaire, de certains types de cancer, d'ostéoporose, de diabète, d'obésité, d'hypertension, de dépression, de stress et d'anxiété¹⁻⁵. En outre, il existe des preuves convaincantes d'un lien entre les niveaux élevés d'activité physique et les avantages pour la santé; en fait, plus le niveau d'activité physique est élevé, plus grands sont les bienfaits sur le plan de la santé¹⁻⁵. Pour déterminer si les Canadiens sont suffisamment actifs pour en tirer des avantages pour la santé, des accéléromètres ont été utilisés dans le cadre de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) de 2007-2009 pour recueillir les premières mesures chronologiques objectives de l'activité physique auprès d'un échantillon national représentatif de Canadiens de 6 à 79 ans.

Avant l'ECMS, les tendances nationales en matière d'activité physique étaient établies à partir des résultats d'enquêtes par autodéclaration selon lesquels la proportion d'adultes qui se considéraient comme actifs était à la hausse⁶⁻⁸. En 2009, 52,5 % des Canadiens adultes ont déclaré être au moins modérément actifs durant leurs loisirs⁶. Pourtant, la prévalence de l'obésité a augmenté

considérablement au Canada au cours des 25 dernières années⁹, le quart des adultes aujourd'hui étant obèses¹⁰. En outre, la force musculaire et la souplesse, habituellement maintenues par l'activité physique régulière, ont diminué depuis 1981¹⁰. Si la moitié des Canadiens sont effectivement suffisamment actifs pour en tirer des avantages pour la santé, de telles tendances en ce qui concerne

l'obésité et la condition physique ne devraient vraisemblablement pas s'observer. Ces résultats contre-intuitifs sont à l'origine de l'intérêt accru pour les données recueillies à l'aide de dispositifs comme les podomètres et les accéléromètres, celles-ci venant étayer les données autodéclarées sur l'activité physique.

Le Canada est l'un de plusieurs pays qui ont révisé récemment ou qui révisent actuellement leurs recommandations en matière d'activité physique^{5,11,12}. Des efforts ont été déployés pour harmoniser les processus de révision et de recommandation des divers pays (p. ex., le Canada, les États-Unis, le Royaume-Uni, l'Australie) ainsi que de l'Organisation mondiale de la santé (OMS)^{13,14}. Cela a donné lieu à la recommandation voulant que les adultes consacrent au moins 150 minutes par semaine à de l'activité physique modérée à vigoureuse (APMV), en tranches d'au moins 10 minutes^{5,11-14}. Les 150 minutes peuvent être cumulées de diverses façons (p. ex., à raison de 30 minutes par jour, cinq jours par semaine). Les données d'accélérométrie de l'ECMS permettent une évaluation objective du nombre de Canadiens qui respectent cette recommandation.

Traditionnellement, les mesures de promotion de la santé visaient à promouvoir une participation d'intensité modérée et plus à l'activité physique durant les loisirs (APDL). Cependant, l'APDL ne représente qu'une petite partie du total des mouvements quotidiens; à présent, les chercheurs ont commencé à examiner les rôles du comportement sédentaire et des mouvements accessoires en ce qui a trait à l'obésité et à la santé¹⁵⁻¹⁷. Ainsi, le temps consacré aux activités sédentaires n'est plus reconnu comme étant la simple absence d'activité physique, mais plutôt comme un ensemble distinct de comportements dont les effets particuliers sur la santé sont indépendants de ceux associés à un défaut d'APDL¹⁸⁻²³. L'utilisation d'accéléromètres dans l'ECMS permet de quantifier le temps consacré à diverses intensités de mouvement, y compris à celle dite « sédentaire ».

Statistique Canada a lancé l'ECMS en 2007, en partenariat avec l'Agence de la santé publique du Canada et Santé Canada. Après une entrevue à domicile, les participants à l'enquête se sont rendus dans un centre d'examen mobile où ils ont été soumis à une série de mesures directes de la santé et reçu un accéléromètre qu'ils acceptaient de porter pendant une semaine. La présente étude décrit les niveaux d'activité physique mesurée chez les Canadiens adultes selon l'âge, le sexe et le poids corporel. L'observation des nouvelles recommandations en matière d'activité physique est également évaluée.

Méthodes

Source des données

L'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS)²⁴⁻²⁷ est une enquête représentative de la population nationale qui englobe la population canadienne de 6 à 79 ans qui vivait dans un ménage privé au moment de l'enquête. Les habitants des réserves indiennes ou des terres de la Couronne, les personnes vivant en établissement, les habitants de certaines régions éloignées et les membres à temps plein des Forces canadiennes sont exclus. Environ 96 % des Canadiens sont représentés.

L'approbation déontologique de la tenue de l'enquête a été obtenue du Comité d'éthique de la recherche de Santé Canada²⁵. Un consentement éclairé a été obtenu par écrit de tous les participants à l'enquête. La participation était facultative; les participants pouvaient se retirer de toute partie de l'enquête en tout temps. Les données ont été recueillies dans 15 emplacements partout au Canada, de mars 2007 jusqu'à la fin de février 2009.

Le taux de réponse des ménages sélectionnés a été de 69,6 %, c'est-à-dire que dans le cas de 69,6 % des ménages, le sexe et la date de naissance de tous les membres du ménage ont été fournis par l'un des membres. Un ou deux membres de chaque ménage participant ont été sélectionnés pour participer à l'ECMS; 88,0 % des personnes de 20 à 79 ans

sélectionnées ont rempli le questionnaire des ménages, et 83,1 % des membres de ce groupe ont participé à la composante du centre d'examen mobile. Parmi les adultes de 20 à 79 ans pour lesquels un moniteur d'activité était disponible, 91,7 % comptaient au moins une journée valide de données et 82,9 % comptaient au moins quatre jours valides. Après rajustement pour tenir compte de la stratégie d'échantillonnage²⁶, le taux de réponse final pour l'échantillon comptant au moins quatre jours valides a été de 42,2 % (69,6 % x 88,0 % x 83,1 % x 82,9 %).

Le présent article est fondé sur 2 832 participants de 20 à 79 ans qui se sont rendus dans les centres d'examen mobiles et qui ont porté un moniteur pendant au moins quatre jours (tableau 1). Parmi ceux qui ont accepté de porter l'accéléromètre et qui l'ont retourné, 96,2 % avaient au moins une journée valide de données et 87,0 %, au moins quatre jours valides (tableau 2). Le temps de port quotidien moyen pour tous les jours valides était de 14,0 heures. Les personnes plus âgées, soit de 60 à 79 ans, avaient un temps de port quotidien plus court (13,5 heures) que les personnes de 20 à 39 ans (14,1 heures) (données non présentées).

Les résultats en matière d'activité physique sont présentés selon la situation de poids corporel. Les adultes ont été classés selon les fourchettes d'IMC publiées^{28,29}, soit poids santé (de 18,5 à 24,9 kg/m²), embonpoint (de 25,0 à 29,9 kg/m²) et obésité (de 30,0 kg/m² et plus).

Procédures de mesure

À la fin de leur visite au centre d'examen mobile, on a demandé aux participants ambulatoires de porter un accéléromètre Actical (Phillips – Respironics, Oregon, É.-U.) retenu par une ceinture élastique à leur hanche droite durant leurs heures de veille pendant sept jours. Les moniteurs ont été initialisés de manière à commencer à recueillir des données le premier minuit suivant le rendez-vous au centre d'examen mobile.

Tableau 1
Certaines caractéristiques de l'échantillon pondéré, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 20 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Caractéristique	Groupe d'âge (années)					
	20 à 39 ans		40 à 59 ans		60 à 79 ans	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Échantillon total (nombre)	395	509	480	547	452	449
Âge (années)	30,0	30,0	48,3	49,5	67,3	67,2
Taille (cm)	176,6	163,8	175,5	162,6	172,6	159,5
Poids (kg)	82,7	69,1	86,3	70,3	84,1	70,9
IMC (kg/m ²) [†]	26,5	25,8	28,0	26,6	28,2	27,9
Catégorie d'IMC (%) [†]						
Poids santé	39,8	51,4	21,1	47,2	25,3	32,5
Embonpoint	40,7	24,2	56,0	30,7	43,4	38,8
Obésité	18,4 ^É	19,5	22,6 ^É	21,6	31,0	28,3

[†] les femmes enceintes non comprises

^É à utiliser avec prudence

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009.

Tableau 2
Répartition non pondérée des participants à l'enquête, selon le nombre de jours valides de port de l'accéléromètre (10 heures de port ou plus), le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 20 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Groupe d'âge (années) / Sexe	Nombre de jours valides de port de l'accéléromètre									
	0 [†]	1	2	3	4	5	6	7	1 ou plus	4 ou plus
	% des participants									
Total	3,8	2,6	2,7	3,9	5,6	12,0	21,0	48,4	96,2	87,0
20 à 39 ans										
Hommes	5,0	3,7	2,3	7,4	9,1	15,1	19,6	37,8	95,0	81,6
Femmes	4,8	3,7	3,7	3,3	6,0	11,0	21,8	45,8	95,2	84,6
40 à 59 ans										
Hommes	2,8	2,0	2,4	3,4	5,0	11,4	23,6	49,3	97,2	89,4
Femmes	3,4	1,5	2,8	3,1	4,1	9,0	22,2	54,0	96,6	89,2
60 à 79 ans										
Hommes	2,6	2,4	2,6	3,2	3,8	15,6	19,8	50,2	97,4	89,3
Femmes	4,1	2,3	2,3	3,7	5,8	11,3	18,3	52,0	95,9	87,5

[†] ont convenu de porter l'accéléromètre mais ont retourné le dispositif sans données valides

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009.

Les moniteurs ont été renvoyés dans une enveloppe préaffranchie à Statistique Canada, où les données ont été téléchargées, et ils ont fait l'objet d'une vérification afin de déterminer s'ils respectaient toujours les spécifications du fabricant en matière de calibrage³⁰.

L'Actical (dimensions : 2,8 x 2,7 x 1,0 centimètres; poids : 17 grammes) mesure et enregistre l'accélération dans toutes les directions, avec horodatage, indiquant ainsi l'intensité de l'activité physique. Les valeurs numérisées sont

additionnées pendant un intervalle d'une minute précisé par l'utilisateur, ce qui donne lieu à un nombre de mouvements par minute (mpm). Les signaux de l'accéléromètre sont aussi convertis en pas par minute. L'Actical a été validé pour mesurer l'activité physique chez les adultes³¹ et chez les enfants^{32,33} ainsi que pour compter les pas chez les adultes et les enfants³⁴. Les participants ne peuvent pas voir de données pendant qu'ils portent le dispositif.

On a évalué les données biologiquement non plausibles afin de déterminer s'il y avait lieu d'inclure les fichiers dans les analyses finales; les procédures concernant la gestion de données de ce genre sont décrites ailleurs³⁰. On a suivi les lignes directrices publiées pour repérer et supprimer les jours comportant un temps de port de l'accéléromètre incomplet (non valide)^{30,38,39}. Une journée valide a été définie comme comptant 10 heures ou plus de temps de port du moniteur; les données des participants qui comptaient quatre jours valides ou plus ont été conservées aux fins d'analyse³⁸. Le temps de port a été défini en soustrayant de 24 heures le temps pendant lequel l'accéléromètre n'a pas été porté. Ce temps de non-port de l'accéléromètre a été défini comme une période d'au moins 60 minutes consécutives sans mouvement, qui admettait une période de 1 à 2 minutes comptant un nombre de mouvements situé entre 0 et 100.

Le temps consacré à l'activité physique ou au mouvement d'intensité diverses – sédentaire, légère, modérée, vigoureuse – est fondé sur l'application d'un seuil d'intensité propre à chaque niveau d'intensité (tableau 3).

On a examiné l'atteinte de différentes cibles en matière d'activité physique :

1. La nouvelle recommandation canadienne et de l'OMS (mondiale) : 150 minutes d'APMV par semaine, cumulées en tranches de 10 minutes. Une « tranche » se disait de 10 minutes consécutives d'activité exercée au-delà du seuil d'intensité modérée, au cours desquelles on admettait jusqu'à deux minutes d'activité à une intensité inférieure au seuil (8 minutes sur 10 devaient se passer à une intensité supérieure à la valeur seuil)^{5,12-14}.

- a) L'atteinte a été définie comme une somme hebdomadaire de 150 minutes ou plus d'APMV. Si les participants comptaient de quatre à six jours valides, leur APMV quotidienne moyenne a été multipliée par 7 pour obtenir une somme hebdomadaire.

Tableau 3
Seuils d'intensité de l'activité physique pour l'accéléromètre Actical³⁵⁻³⁷

Intensité	Équivalents métaboliques (MET)	Exemple	Fourchette de mouvements de l'accéléromètre (mouvements par minute)
Sédentaire	1 à moins de 2	Voyager en auto, être assis, être allongé, être debout	Moins de 100*
Légère	2 à moins de 3	Marcher à moins de 3,2 km/h, tâches ménagères, faire la cuisine	100 à moins de 1 535
Modérée	3 à moins de 6	Marcher à plus de 3,2 km/h, nettoyage (passer l'aspirateur, laver la voiture) faire de la bicyclette pour le plaisir	1 535 à moins de 3 962
Vigoureuse	6 ou plus	Jogging, participation à des sports d'équipe de compétition	3 962 ou plus

* y compris les zéros en temps de port

b) L'atteinte a été définie comme étant la probabilité de cumuler au moins 30 minutes d'APMV cinq jours par semaine ou plus.

2. 10 000 pas par jour⁴⁰⁻⁴².

Pour déterminer la probabilité que les adultes cumulent au moins 30 minutes (ou 15 minutes) d'APMV cinq jours ou plus par semaine, l'approche analytique a été harmonisée avec celle utilisée aux fins de l'analyse des données d'accélérométrie de la NHANES de 2003-2004³⁸. Afin de maximiser la taille de l'échantillon (puisque seulement 48,4 % des membres de l'échantillon de 20 à 79 ans qui ont porté un accéléromètre comptaient sept jours de port valides), on a adopté une approche bayésienne de manière à intégrer les données de tous les participants qui comptaient quatre jours valides ou plus. La probabilité individuelle d'atteindre une cible (être actif au moins cinq jour sur sept) a été estimée au moyen d'une distribution bêta pour la combinaison observée de jours d'activité et de jours de port. La prévalence estimée de l'atteinte d'une cible dans la population est la moyenne pondérée des probabilités individuelles. D'autres détails sont fournis ailleurs (http://riskfactor.cancer.gov/tools/nhanes_pam)³⁹.

Comparativement à d'autres modèles d'accéléromètres, l'Actical est un instrument plus fiable⁴³ et sa capacité multidirectionnelle lui permet de saisir une plus grande fourchette de mouvements qu'un dispositif uniaxe comme l'Actigraph, modèle utilisé dans le contexte de la NHANES. En outre, l'Actical est à l'épreuve de l'eau, ce qui a peut-être favorisé la conformité aux exigences de port de l'appareil, puisque

les participants n'avaient pas à enlever le dispositif aussi souvent au cours de la journée.

Analyse statistique

Toutes les analyses ont été exécutées en SAS, version 9.1, et sont fondées sur des données pondérées pour les participants comptant au moins quatre jours valides. Afin de tenir compte du plan de sondage de l'ECMS, les erreurs-types, les

coefficients de variation et les intervalles de confiance à 95 % ont été estimés par la méthode du *bootstrap*⁴⁴. On a effectué des comparaisons de l'activité physique entre les groupes d'âge et de sexe en ayant recours à l'appariement par paires. Les différences entre les estimations ont été soumises à des tests de signification statistique, en fonction du seuil de signification de $p < 0,05$.

Tableau 4
Nombre moyen de minutes consacrées par jour à l'activité physique de divers niveaux d'intensité et nombre moyen de pas cumulés par jour, selon le sexe, le groupe d'âge et la catégorie d'IMC, population à domicile de 20 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Sexe / groupe d'âge / catégorie d'IMC	Intensité de l'activité					Nombre de pas Moyenne
	Sédentaire	Légère	Modérée	Vigoureuse	Modérée à vigoureuse (APMV)	
					Minutes par jour	
Hommes	575	246	24*	3	27*	9 544*
Groupe d'âge (années)						
20 à 39 ans [†]	571	253	28*	5	33*	9 926
40 à 59 ans	570	258	24	3 ^{†E}	26	9 996*
60 à 79 ans	594 [‡]	208 [‡]	15 [‡]	2 ^{†E}	17 [‡]	7 869 [‡]
Catégorie d'IMC						
Poids santé [†]	575	252	29*	5	35*	10 577*
Embonpoint	570	251	23**	3 ^{†E}	26**	9 491*
Obésité	586	230	17**	2 ^{†E}	19**	8 342 [‡]
Femmes	585	238	18	3	21	8 385
Groupe d'âge (années)						
20 à 39 ans [†]	572	249	20	4 ^E	24	8 875
40 à 59 ans	588	245	19	3	21	8 677
60 à 79 ans	602 [‡]	205 [‡]	12 [‡]	1 ^{†E}	12 [‡]	6 970 [‡]
Catégorie d'IMC						
Poids santé [†]	589	234	21	4	25	8 819
Embonpoint	583	242	18	2 ^E	20	8 506
Obésité	583	243	12 [‡]	<2 [‡]	13 [‡]	7 546 [‡]

[†] catégorie de référence

* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes ($p < 0,05$)

[‡] valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

^E à utiliser avec prudence

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009.

Résultats

L'âge, le sexe et l'IMC

Les Canadiens consacrent la majorité de leurs heures de veille, soit 68 % pour les hommes et 69 % pour les femmes, à des activités sédentaires. En moyenne, le temps quotidien total d'activité sédentaire est de 575 minutes (9,6 heures) pour les hommes et de 585 minutes (9,8 heures) pour les femmes (tableau 4). Dans l'ensemble, les hommes et les femmes s'adonnent à environ quatre heures par jour d'activité physique d'intensité légère.

De 20 à 39 ans, les hommes cumulent plus d'APMV que les femmes, soit 33 minutes par rapport à 24 minutes par jour; aucune différence entre les sexes ne s'observe chez les 40 à 79 ans. Les hommes ayant un poids santé consacrent en moyenne 35 minutes par jour à l'APMV, tandis que ceux faisant de l'embonpoint et ceux étant obèses y consacrent en moyenne nettement moins de temps, soit 26 et 19 minutes, respectivement. Les femmes ayant un poids santé cumulent en moyenne 25 minutes d'APMV par jour, comparativement à 20 minutes pour celles faisant de l'embonpoint et à 13 minutes pour les femmes obèses.

Respect des recommandations

Selon les données de l'ECMS, 15 % des adultes (17 % des hommes et 14 % des femmes) cumulent 150 minutes d'APMV par semaine, en tranches de 10 minutes (tableau 5). Le pourcentage d'adultes qui cumulent 150 minutes sur une base régulière, soit au moins 30 minutes cinq jours par semaine ou plus, est de 5 %. Dans l'ensemble, environ la moitié (53 %) cumulent au moins 30 minutes d'APMV un jour ou plus par semaine, mais une proportion presque égale (47 %) le font moins d'une fois par semaine (tableau 6).

Nombre de pas

Les hommes font en moyenne 9 500 pas par jour et les femmes, 8 400 (tableau 4). La moyenne quotidienne est nettement inférieure chez les 60 à 79 ans, soit de 7 900 pas pour les hommes et

Tableau 5

Pourcentage satisfaisant à certains critères d'activité physique, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 20 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Critère / groupe d'âge (années)	Total			Hommes			Femmes		
	%	Intervalle de confiance à 95 %		%	Intervalle de confiance à 95 %		%	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Au moins 30 minutes d'activité physique modérée à vigoureuse, cumulées en tranches d'au moins 10 minutes, au moins cinq jours sur sept									
Total	4,8	3,2	6,3	5,5	3,6	7,5	4,0^E	2,5	5,5
20 à 39 ans [†]	4,5 ^E	2,6	6,4	5,7 ^E	3,3	8,2	3,3 ^E	1,4	5,2
40 à 59 ans	5,1 ^E	2,9	7,3	5,5 ^E	2,4	8,5	4,7 ^E	2,6	6,8
60 à 79 ans	4,5	3,1	6,0	5,3 ^E	2,2	8,4	3,8 ^E	2,0	5,6
Plus de 150 minutes par semaine d'activité physique modérée à vigoureuse, cumulées en tranches d'au moins 10 minutes									
Total	15,4	10,9	19,8	17,1	11,3	23,0	13,7	10,1	17,3
20 à 39 ans [†]	17,4	11,2	23,7	21,1 ^E	11,7	30,4	13,8 ^E	7,8	19,8
40 à 59 ans	14,6	9,4	19,8	15,1 ^E	7,9	22,3	14,1	9,1	19,1
60 à 79 ans	13,1	9,0	17,3	13,7 ^E	8,1	19,3	12,6	8,3	16,9
Moyenne de plus de 10 000 pas par jour									
Total	34,5	30,5	38,4	39,0*	33,0	45,0	30,0	25,4	34,6
20 à 39 ans [†]	36,2	29,2	43,2	38,3	28,8	47,9	34,0	22,8	45,3
40 à 59 ans	40,0	34,0	45,9	46,9*	36,8	56,9	33,1	27,8	38,5
60 à 79 ans	20,3 [‡]	14,0	26,7	24,1 [‡]	16,5	31,7	17,0 ^E	10,7	23,2

[†] catégorie de référence

* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes (p<0,05)

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

^E à utiliser avec prudence

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009.

Tableau 6

Pourcentage satisfaisant à certains critères d'activité physique, population à domicile de 20 à 79 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Nombre de jours d'activité sur 7	Activité physique modérée à vigoureuse, cumulée en tranches d'au moins 10 minutes					
	Au moins 15 minutes par jour			Au moins 30 minutes par jour		
	%	Intervalle de confiance à 95 %		%	Intervalle de confiance à 95 %	
de		à	de		à	
Moins de 1	36,7	31,5	41,8	46,6	42,7	50,5
Au moins 1	63,3	58,2	68,5	53,4	49,5	57,3
Au moins 2	41,2	35,3	47,1	29,6	25,3	33,9
Au moins 3	26,5	21,5	31,5	16,8	13,3	20,3
Au moins 4	16,2	12,5	19,8	9,4	6,9	11,9
Au moins 5	8,8	6,3	11,3	4,8	3,2	6,3

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009.

de 7 000 pas pour les femmes. Une différence significative s'observe entre les sexes seulement dans le groupe des 40 à 59 ans (10 000 par rapport à 8 700 pas par jour). Les hommes et les

femmes obèses cumulent un nombre significativement plus faible de pas par jour que les adultes ayant un poids santé. À peine plus du tiers (35 %) des adultes cumulent en moyenne 10 000 pas par

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Au cours des 25 dernières années, la prévalence de l'obésité a augmenté chez les Canadiens adultes.
- Selon les estimations autodéclarées, 52,5 % des Canadiens adultes sont physiquement actifs.
- L'activité physique modérée à vigoureuse (APMV) est associée à des bienfaits sur le plan de la santé.
- Le comportement sédentaire est de plus en plus un facteur négatif pour la santé.

Ce qu'apporte l'étude

- Environ 15,4 % des Canadiens adultes cumulent 150 minutes ou plus d'activité physique modérée à vigoureuse en tranches de 10 minutes par semaine, et 4,8 %, à raison d'au moins 30 minutes cinq jours par semaine ou plus.
- Le tiers des Canadiens adultes cumulent en moyenne 10 000 pas par jour ou plus.
- En moyenne, les hommes cumulent 27 minutes par jour d'APMV et les femmes, 21 minutes.
- Quel que soit le groupe d'âge, les hommes font plus d'APMV que les femmes.
- Les hommes et les femmes consacrent environ 9,5 heures de veille à des activités sédentaires.

jour, les adultes plus âgés étant nettement moins susceptibles que les 20 à 39 ans de le faire (tableau 5).

Discussion

Le présent article, qui est fondé sur les données tirées des premières mesures objectives de l'activité physique auprès d'un échantillon représentatif de Canadiens, donne un aperçu des niveaux

d'activité physique des Canadiens de 20 à 79 ans. La conclusion la plus importante est que 15 % des adultes respectent la recommandation révisée en matière d'activité physique. Toutefois, les adultes canadiens consacrent la majorité de leurs heures de veille, soit 69 %, à des activités sédentaires.

Pour obtenir d'importants bienfaits sur le plan de la santé, les nouvelles lignes directrices canadiennes et de l'OMS^{5,12,13} recommandent que les adultes cumulent au moins 150 minutes d'APMV par semaine, un niveau atteint par 17 % des hommes et 14 % des femmes, selon les données de l'ECMS. Une part importante des preuves recueillies à l'appui de la recommandation de 150 minutes par semaine donne à penser que l'activité physique fréquente est importante pour la santé (c.-à-d. que les 150 minutes devraient s'étendre sur plusieurs jours)⁵. La proportion de Canadiens adultes qui respectent la recommandation de 150 minutes par semaine en cumulant au moins 30 minutes d'APMV cinq jours par semaine ou plus est d'environ 5 %.

Les données de l'ECMS donnent une idée de la façon de communiquer les recommandations en matière d'activité physique sous forme de messages pratiques. Bien qu'il soit utile de savoir que 5 % des Canadiens adultes cumulent 30 minutes d'APMV cinq jours par semaine, on peut en apprendre davantage en examinant dans quelle mesure les 95 % qui restent respectent cette recommandation. Bon nombre d'adultes font *un peu* d'activité physique, puisque 63 % cumulent 15 minutes d'APMV au moins *une* journée par semaine. Toutefois, cela signifie que plus du tiers (37 %) n'atteignent même pas ce modeste niveau d'activité. Ces résultats indiquent des cibles d'intervention et donnent à penser qu'il est nécessaire d'encourager une proportion importante de Canadiens adultes à accroître la durée ainsi que la fréquence de leur APMV.

Selon les données sur l'activité physique mesurée objectivement⁴⁵ tirées de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) de 2005-2006, 3 % des Américains

de 20 à 59 ans cumulaient au moins 30 minutes d'APMV en tranches de 10 minutes cinq jours sur sept. Les données provenant de l'ECMS pour la même fourchette d'âge montrent que la prévalence estimée est légèrement plus élevée chez les hommes canadiens de 20 à 59 ans (6 %), comparable chez les femmes canadiennes de 20 à 39 ans (3 %) et plus élevée chez les femmes canadiennes de 40 à 59 ans (5 %). Les États-Unis et le Canada se trouvent tous deux aux prises avec des tendances inquiétantes en matière d'obésité et de maladie chronique. L'harmonisation de la surveillance de la santé entre ces deux pays pourrait permettre d'évaluer et de mettre en vigueur plus efficacement les efforts déployés pour encourager l'activité physique.

Le résultat de l'ECMS selon lequel 15 % des adultes respectent la recommandation de 150 minutes d'APMV par semaine diffère de façon marquée des données autodéclarées. Selon l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, plus de la moitié des adultes sont au moins « modérément actifs » durant leurs loisirs^{1,6,7}. Vu la mise en œuvre de mesures objectives de l'activité physique dans le cadre d'initiatives de surveillance de la population telles que l'ECMS, il est essentiel d'examiner et de comprendre les différences attendues et significatives entre les mesures autodéclarées et les mesures objectives. Les données autodéclarées sont sujettes à un biais⁴⁶⁻⁴⁹, habituellement attribuable aux difficultés de remémoration et à l'effet de la désirabilité sociale. Quant à eux, les accéléromètres sont d'une utilisation limitée, puisqu'ils ne permettent pas de saisir certains types de mouvements (p. ex., mouvements de la partie supérieure du tronc, natation), en raison d'un biais éventuel tenant à l'application de seuils d'intensité du mouvement de marche, et à cause de l'absence de renseignements contextuels sur la façon dont l'activité physique est cumulée. Une surveillance de la population qui tire parti des avantages de chaque méthode est une approche souhaitable.

Selon les données de l'ECMS, environ le tiers des hommes et des femmes au Canada atteignent la cible bien connue de 10 000 pas par jour comptés par le podomètre. L'homme moyen fait environ 9 500 pas par jour et la femme moyenne, 8 400 pas. Ces chiffres sont similaires aux résultats de la NHANES de 2005-2006, selon lesquels les Américains adultes font en moyenne 9 700 pas par jour⁵⁰. La collecte et la déclaration des données tirées de la fonction podomètre de l'Actical offrent certains avantages particuliers. Par exemple, les podomètres sont maintenant couramment utilisés et relativement peu coûteux. En outre, d'un point de vue conceptuel, les résultats podométriques sont plus faciles à comprendre que les données sur le nombre de mouvements par minute et, par conséquent, pourraient se prêter davantage à différents contextes liés à la santé et à la condition physique.

De plus en plus, l'activité « sédentaire » est définie comme un sous-ensemble distinct d'activités plutôt que la simple absence d'activité physique voulue se pratiquant à une intensité modérée ou vigoureuse²³. Le comportement sédentaire englobe une large gamme d'activités (p. ex., rester assis au travail, regarder la télévision, manger) qui ont lieu par intermittence au cours de la journée¹⁷. Selon les données de l'ECMS, la majeure partie (69 %) du temps de port de l'accéléromètre par les Canadiens adultes est consacrée aux activités sédentaires. Cette valeur est supérieure aux estimations se dégageant des analyses américaines fondées sur les données de la NHANES de 2003-2004⁵¹ et de 2005-2006⁴⁵, selon lesquelles entre 50 % et 60 % de la journée est consacrée aux activités sédentaires. Étant donné que les Canadiens adultes se situent à l'extrémité sédentaire de l'échelle de mouvement pendant une si grande partie de leur journée¹⁵, une surveillance

permanente de ce comportement s'impose. Les données de l'ECMS sur le temps sédentaire constituent des données de référence objectives qui permettent de suivre et d'évaluer les changements résultant des interventions et des initiatives stratégiques.

Limites

Les accéléromètres présentent plusieurs limites importantes, notamment la possibilité que l'activité globale soit sous-estimée, ce qui tient au fait que ces appareils ne peuvent saisir de façon précise les activités non fondées sur des pas (p. ex., la natation, la bicyclette). En outre, les accéléromètres ne mesurent pas la dépense supplémentaire d'énergie associée aux mouvements de la partie supérieure du tronc (p. ex., faire de l'haltérophilie, pelleter la neige), aux efforts de port de poids ou aux efforts d'ascension. En revanche, la marche est beaucoup plus répandue que la natation, la bicyclette ou la musculation chez les Canadiens adultes⁵².

À l'heure actuelle, la quantité appropriée d'activité physique requise pour en ressentir des bienfaits sur le plan de la santé est fondée sur les données épidémiologiques d'enquêtes par autodéclaration. L'écart entre l'APDL autodéclarée et l'APMV mesurée par accéléromètre n'est pas bien compris et constitue un important domaine de recherche pour l'avenir. Par exemple, un participant à l'enquête qui déclare avoir participé à un match de hockey de 60 minutes pourrait n'avoir cumulé que de 20 à 30 minutes d'APMV à l'accéléromètre. Afin de transformer les données d'accélérométrie brutes en données utilisables, il faut des seuils d'intensité qui permettent de répartir les données en activité sédentaire, légère, modérée ou vigoureuse. Mais comme les articles publiés pouvant servir à

l'établissement de seuils pour l'Actical chez les adultes sont peu nombreux, les seuils utilisés ici sont fondés sur un petit nombre d'études^{36,37}.

Le taux de réponse global à la composante accélérométrie de l'ECMS a été de 42,2 %. Malgré les rajustements apportés aux poids d'échantillonnage pour compenser, les estimations pourraient être biaisées s'il existe des différences systématiques entre les participants et les non-participants à l'enquête. Par exemple, comme les non-participants avaient tendance à être plus jeunes, de sexe masculin et plus obèses que les personnes qui ont porté l'accéléromètre pendant quatre jours ou plus, ils pourraient être moins actifs. Ainsi, les données de l'analyse sur l'activité physique pourraient être légèrement surestimées.

Conclusion

Les données d'accélérométrie de l'ECMS montrent que les Canadiens sont moins actifs que ne le laissent supposer les estimations autodéclarées. Compte tenu des nouvelles possibilités qu'offrent ces données, il faudra réexaminer les liens entre l'activité physique et la santé. Grâce à la vaste gamme de résultats en matière de santé qui sont évalués dans l'ECMS, les chercheurs pourront examiner les répercussions de l'activité physique et du comportement sédentaire sur la santé avec beaucoup plus d'objectivité qu'il n'a été possible de le faire jusqu'ici. L'étude de ces relations s'impose afin d'éclairer la conception, l'exécution et la priorité des initiatives de promotion d'une vie active en santé. La collecte de longue durée de mesures de l'activité physique permettra également d'évaluer l'efficacité des interventions en matière de santé. ■

Références

- H. Gilmour, « Les Canadiens physiquement actifs », *Rapports sur la santé*, 18(3), 2007, p. 49-70 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- Y.K. Kesaniemi, E. Danforth Jr., M.D. Jensen *et al.*, « Dose-response issues concerning physical activity and health: an evidence-based symposium », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 33(suppl), 2001, p. S351-S358.
- R.R. Pate, M. Pratt, S.N. Blair *et al.*, « Physical activity and public health. A recommendation from the Centers for Disease Control and Prevention and the American College of Sports Medicine », *Journal of the American Medical Association*, 273, 1995, p. 402-407.
- U.S. Department of Health and Human Services, *Physical Activity and Health: A Report of the Surgeon General*, Atlanta, Georgia, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, 1996.
- D.E.R. Warburton, S. Charlesworth, A. Ivey, L. Nettlefold et S.S.D. Bredin, « A systematic review of the evidence for Canada's Physical Activity Guidelines for Adults », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 7, 2010, p. 39.
- Statistique Canada, *Activité physique durant les loisirs, 2009* (n° 82-625 au catalogue), Ottawa, 2010, disponible à l'adresse <http://statcan.gc.ca/pub/82-625-x/2010002/article/11267-fra.htm> (consulté le 26 août 2010).
- S.N. Bryan et P.T. Katzmarzyk, « Are Canadians meeting the guidelines for moderate and vigorous leisure-time physical activity? », *Applied Physiology Nutrition and Metabolism*, 2009, 34, p. 707-715.
- C.L. Craig, S.J. Russell, C. Cameron *et al.*, « Twenty-year trends in physical activity among Canadian adults », *Canadian Journal of Public Health*, 95(1), 2004, p. 59-63.
- M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 9-26 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- M. Shields, M.S. Tremblay, M. Laviolette *et al.*, « Condition physique des adultes au Canada : résultats de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009 », *Rapports sur la santé*, 21(1), 2010, p. 23-29 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- M.S. Tremblay, M.E. Kho, A.C. Tricco et M. Duggan, « Process description and evaluation of Canadian physical activity guidelines development », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 7, 2010, p. 42.
- Société canadienne de physiologie de l'exercice et ParticipACTION, « La Société canadienne de physiologie de l'exercice et ParticipACTION partagent de nouvelles données de recherche pour informer les Canadiens des niveaux d'activité physique recommandés » [communiqué de presse], le 12 mai 2010 [<http://www.cnw.ca/fr/releases/archive/May2010/12/c2849.html>].
- Organisation mondiale de la Santé, *Recommandations mondiales en matière d'activité physique pour la santé*, Genève, OMS, 2010.
- U.S. Department of Health and Human Services, *2008 Physical Activity Guidelines for Americans*, disponible à l'adresse www.health.gov/paguidelines (consulté le 7 septembre 2010).
- M. Shields et M.S. Tremblay, « Profil du temps passé devant un écran par les adultes canadiens », *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, p. 35-47 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- M. Shields et M.S. Tremblay, « Comportements sédentaires et obésité », *Rapports sur la santé*, 19(2), 2008, p. 21-33 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- M.S. Tremblay, D.W. Esliger, A. Tremblay et R.C. Colley, « Incidental movement, lifestyle-embedded activity and sleep: new frontiers in physical activity assessment », *Applied Physiology Nutrition and Metabolism*, 32, 2007, p. 1-10.
- M.T. Hamilton, D.G. Hamilton et T.W. Zderic, « Role of low energy expenditure and sitting in obesity, metabolic syndrome, type 2 diabetes, and cardiovascular disease », *Diabetes*, 56(11), 2007, p. 2655-2667.
- M.T. Hamilton, G.N. Healy, D.W. Dunstan *et al.*, « Too little exercise and too much sitting: Inactivity physiology and the need for new recommendations on sedentary behaviour », *Current Cardiovascular Risk Reports*, 2(4), 2008, p. 292-298.
- G.N. Healy, K. Wijndaele, D.W. Dunstan *et al.*, « Objectively measured sedentary time, physical activity, and metabolic risk: The Australian Diabetes, Obesity and Lifestyle Study (AusDiab) », *Diabetes Care*, 31(2), 2008, p. 369-371.
- P.T. Katzmarzyk, T.S. Church, C.L. Craig *et al.*, « Sitting time and mortality from all causes, cardiovascular disease, and cancer », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 41(5), 2009, p. 998-1005.
- N. Owen, A. Bauman et W. Brown, « Too much sitting: a novel and important predictor of chronic disease risk? », *British Journal of Sports Medicine*, 43, 2009, p. 81-83.
- M.S. Tremblay, R.C. Colley, T. Saunders *et al.*, « Physiological and health implications of a sedentary lifestyle », *Applied Physiology Nutrition and Metabolism*, 35(6), 2010, p. 725-740.
- S. Bryan, M. St-Denis et D. Wojtas, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : aspects opérationnels et logistiques de la clinique », *Rapports sur la santé*, 18(suppl.), 2007, p. 59-78 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- B. Day, R. Langlois, M. Tremblay *et al.*, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : questions éthiques, juridiques et sociales », *Rapports sur la santé*, 18(suppl.), 2007, p. 41-58 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- S. Giroux, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : aperçu de la stratégie d'échantillonnage », *Rapports sur la santé*, 18(suppl.), 2007, p. 35-40 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- M.S. Tremblay, M. Wolfson et S. Connor Gorber, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : raison d'être, contexte et aperçu », *Rapports sur la santé*, 18(suppl.), 2007, p. 7-21 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, 2003, Ottawa (Santé Canada, n° H49-179/2003F au catalogue).
- Organisation mondiale de la Santé, *Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale* (Organisation mondiale de la Santé, série de rapports techniques n° 894), Genève, 2000.
- R.C. Colley, S. Connor Gorber et M.S. Tremblay, « Procédures de contrôle de la qualité et de réduction des données pour les mesures par accélérométrie de l'activité physique », *Rapports sur la santé*, 21(1), 2010, p. 67-74 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- D.P. Heil, « Predicting activity energy expenditure using the Actical activity monitor », *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 77, 2006, p. 64-80.
- K. Evenson, D.J. Catellier, K. Gill *et al.*, « Calibration of two objective measures of physical activity for children », *Journal of Sports Sciences*, 26, 2008, p. 1557-1565.
- M. Puyau, A.L. Adolph, F.A. Vohra *et al.*, « Prediction of activity energy expenditure using accelerometers in children », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 36, 2004, p. 1625-1631.

34. D.W. Eslinger, A. Probert, S. Connor Gorber, S. Bryan, M. Laviolette et M.S. Tremblay, « Validity of the Actical accelerometer step-count function », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 39(7), 2007, p. 1200-1204.
35. B.E. Ainsworth, W.E. Haskell, M.C. Whitt *et al.*, « Compendium of physical activities: an update on activity codes and MET intensities », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 32(9), 2000, p. S498-S516.
36. R.C. Colley et M.S. Tremblay, « Moderate and vigorous physical activity intensity cut-points for the Actical accelerometer » (en cours de révision).
37. S. Wong, R.C. Colley, S. Connor Gorger et M.S. Tremblay, « Sedentary activity Actical accelerometer thresholds for adults », *Journal of Physical Activity and Health*, 2011 (sous presse).
38. R. Troiano, D. Berrigan, K. Dodd *et al.*, « Physical activity in the United States measured by accelerometer », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 40, 2008, p. 181-188.
39. National Cancer Institute, *Risk Factor Monitoring and Methods: SAS Programs for Analyzing NHANES 2003-2004 Accelerometer Data*, disponible à l'adresse http://riskfactor.cancer.gov/tools/nhanes_pam (consulté le 8 septembre 2010).
40. C.B. Chan, D.A. Ryan et C. Tudor-Locke, « Health benefits of a pedometer-based physical activity intervention in sedentary workers », *Preventive Medicine*, 39(6), 2004, p. 1215-1222.
41. G.C. Le Masurier, C.L. Sidman et C.B. Corbin, « Accumulating 10,000 steps: does this meet current physical activity guidelines? », *Research Quarterly on Exercise and Sport*, 74(4), 2003, p. 389-394.
42. C. Tudor-Locke, Y. Hatano, R.P. Pangrazi et M. Kang, « Revisiting "How many steps are enough?" » *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 40(7 Suppl), 2008, p. S537-S543.
43. D.W. Eslinger et M.S. Tremblay, « Technical reliability assessment of three accelerometer models in a mechanism set-up », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 38(12), 2006, p. 2173-2181.
44. Statistique Canada, *Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : cycle 1, novembre 2010*, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5071_D2_T1_V1-fra.pdf (consulté le 10 mars 2010).
45. C. Tudor-Locke, M.M. Brashear, W.D. Johnson et P.T. Katzmarzyk, « Accelerometer profiles of physical activity and inactivity in normal weight, overweight, and obese U.S. men and women », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 7, 2010, p. 60.
46. K. Adamo, S. Prince, A. Tricco *et al.*, « A comparison of indirect versus direct measures for assessing physical activity in the pediatric population: A systematic review », *International Journal of Pediatric Obesity*, 4, 2009, p. 2-27.
47. C.L. Craig, C. Cameron, J. Griffiths *et al.*, « Non-response bias in physical activity trend estimates », *BMC Public Health*, 22(9), 2009, p. 425.
48. P.T. Katzmarzyk et M.S. Tremblay, « Limitations of Canada's physical activity data: implications for monitoring trends », *Applied Physiology Nutrition Metabolism*, 32, 2007, p. S185-S194.
49. S. Prince, K. Adamo, M. Hamel *et al.*, « A comparison of direct versus self-report measures for assessing physical activity in adults: a systematic review », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 5, 2008, p. 56.
50. C. Tudor-Locke, W.D. Johnson et P.T. Katzmarzyk, « Accelerometer-determined steps per day in US adults », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 41(7), 2009, p. 1384-1391.
51. C.E. Matthews, K.Y. Chen, P.S. Freedson *et al.*, « Amount of time spent in sedentary behaviors in the United States, 2003-2004 », *American Journal of Epidemiology*, 167(7), 2008, p. 875-881.
52. Statistique Canada, « Popularité des activités physiques récréatives des adultes, de 20 ans et + (Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes) », disponible à l'adresse http://www.cflri.ca/fra/niveaux/activites_populaires.php (consulté le 22 novembre 2010).

**PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À**

www.statcan.gc.ca

Activité physique des enfants et des jeunes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009

par Rachel C. Colley, Didier Garriguet, Ian Janssen, Cora L. Craig, Janine Clarke et Mark S. Tremblay

Résumé

Contexte

L'activité physique est un déterminant important de la santé et de la condition physique. La présente étude fournit des estimations récentes des niveaux d'activité physique des Canadiens de 6 à 19 ans.

Données et méthodes

Les données proviennent de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, réalisée de 2007 à 2009. L'activité physique d'un échantillon représentatif de la population nationale a été mesurée en se servant d'accéléromètres. Les données sont présentées sous forme du temps consacré à des activités sédentaires ou demandant un mouvement d'intensité légère, modérée ou vigoureuse, ainsi que du nombre cumulatif de pas par jour.

Résultats

Environ 9 % de garçons et 4 % de filles accumulent 60 minutes d'activité physique modérée à vigoureuse au moins six jours par semaine. Quel que soit le groupe d'âge, les garçons sont plus actifs que les filles. Au Canada, les enfants et les jeunes consacrent environ 8,6 heures par jour — 62 % de leurs heures d'éveil — à des activités sédentaires. Le nombre de pas faits par jour est, en moyenne, de 12 100 pour les garçons et de 10 300 pour les filles.

Interprétation

Fondés sur des mesures objectives et robustes, les niveaux d'activité physique des enfants et des jeunes au Canada sont faibles.

Mots-clés

Actical, podomètre, comportement sédentaire, obésité, santé publique, détecteur de mouvement.

Auteurs

Rachel C. Colley (613-737-7600, poste 4118; rcolley@cheo.on.ca) travaille à l'Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario et à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada. Didier Garriguet (613-951-7187; Didier.garriguet@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé et Janine Clarke, à la Division des mesures physiques de la santé, de Statistique Canada. Ian Janssen travaille à l'Université Queen's. Cora L. Craig travaille à l'Institut canadien de la recherche sur la condition physique et le mode de vie. Mark Tremblay travaille à l'Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario et à l'Université d'Ottawa.

Les preuves que la santé des enfants canadiens s'est détériorée au cours des dernières décennies s'accumulent¹⁻⁴. La prévalence de l'obésité chez l'enfant a augmenté fortement⁵⁻⁷ — un quart des enfants et des jeunes font de l'embonpoint ou sont obèses aujourd'hui — et celle de la bonne forme physique a diminué⁸. Pourtant, paradoxalement, si l'on s'en tient aux données autodéclarées, la majorité des jeunes Canadiens sont suffisamment actifs^{9,10}. Le contraste entre les tendances actuelles de l'obésité et de la condition physique, d'une part, et les niveaux élevés d'activité physique autodéclarés, d'autre part, donnent à penser qu'une surveillance plus objective des niveaux d'activité est justifiée. Des accéléromètres ont été utilisés dans le cadre de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) pour recueillir des données chronologiques sur l'activité physique et le comportement sédentaire auprès d'un échantillon représentatif de la population nationale incluant les enfants et les adolescents de 6 à 19 ans.

L'activité physique est associée à des effets bénéfiques pour la santé chez les enfants et les jeunes¹¹, et le bienfait est d'autant plus important que la quantité d'activité est grande. Dans plusieurs

pays, y compris le Canada¹², des lignes directrices révisées recommandent, pour observer des effets bénéfiques pour la santé, que les enfants et les adolescents de 5 à 17 ans accumulent chaque jour

60 minutes d'activité physique modérée à vigoureuse (APMV)^{11,13,14}. Des données probantes suggèrent aussi qu'ils devraient s'adonner à des activités physiques vigoureuses au moins trois jours par semaine. Les données d'accélérométrie provenant de l'ECMS permettent de déterminer combien d'enfants et de jeunes Canadiens atteignent ces niveaux d'activité.

Le comportement sédentaire est associé à l'obésité et aux maladies métaboliques, indépendamment d'une activité physique modérée à vigoureuse^{1,15-19}. Toutefois, la mesure du comportement sédentaire pose des difficultés, parce qu'il englobe un large éventail d'activités (par exemple, être assis en classe, écouter la télévision, parler au téléphone, utiliser un ordinateur) qui ont lieu par intermittence tout au long de la journée²⁰. Jusqu'à présent, la surveillance s'est appuyée sur des autodéclarations du temps passé devant un écran et n'a donc reflété qu'une partie du comportement sédentaire total. Malgré tout, le temps passé devant un écran qu'autodéclarent les jeunes au Canada est considérable, à savoir six heures par jour en semaine et plus de sept heures par jour la fin de semaine¹.

Étant donné la grande quantité de temps que les jeunes passent devant des écrans, il est peu probable que se concentrer exclusivement sur l'activité physique modérée à vigoureuse augmentera considérablement le niveau d'activité physique à l'échelle de la population. Les méthodes de mesure et les efforts d'intervention doivent tenir compte à la fois de l'activité physique et du comportement sédentaire. Les accéléromètres ont la capacité de fournir des données robustes qui permettent de suivre les tendances de ces deux choix de mode de vie.

En partenariat avec l'Agence de la santé publique du Canada et Santé Canada, Statistique Canada a lancé l'ECMS en 2007. Le présent article décrit les niveaux d'activité mesurés par accélérométrie des enfants et des jeunes au Canada, selon l'âge, le sexe et le poids corporel.

Méthodes

Source des données

Les données de l'ECMS²¹⁻²⁴ ont été recueillies auprès d'un échantillon représentatif de la population nationale de 6 à 79 ans vivant à domicile au moment de l'enquête. Étaient exclus du champ de l'enquête les habitants des réserves indiennes, des terres de la Couronne et de certaines régions éloignées, les personnes vivant en établissement ainsi que les membres à temps plein des Forces canadiennes. Environ 96 % de la population canadienne était représentée. L'enquête comprenait une entrevue au domicile de la personne sélectionnée pour participer à l'enquête et une visite de cette personne à un centre d'examen mobile pour y subir une série de mesures physiques. Les données ont été recueillies à 15 emplacements à travers le Canada, de mars 2007 à février 2009.

L'approbation déontologique de l'exécution de l'ECMS a été accordée par le Comité d'éthique de la recherche de Santé Canada²². Le consentement éclairé a été obtenu par écrit auprès des participants à l'enquête de 14 ans et plus. Pour les enfants plus jeunes, un parent ou un tuteur légal a donné son consentement écrit en plus de l'assentiment écrit de l'enfant. La participation était volontaire;

les répondants pouvaient refuser de participer à n'importe quelle partie de l'enquête à n'importe quel moment.

Le taux de réponse des ménages sélectionnés était de 69,6 %, c'est-à-dire que dans 69,6 % des cas, l'un des membres a communiqué le sexe et la date de naissance de tous les membres du ménage. Un ou deux membres de chaque ménage répondant ont été choisis pour participer à l'ECMS; 88,5 % des 6 à 19 ans sélectionnés ont répondu au questionnaire du ménage, et 86,9 % de ce groupe ont participé à la composante du centre d'examen mobile. De l'ensemble des enfants et des jeunes qui ont accepté de porter l'accéléromètre et qui l'ont renvoyé, 87,4 % ont fourni des données pour au moins une journée valide, et 76,3 %, pour au moins quatre journées valides. Après correction pour tenir compte de la stratégie d'échantillonnage^{23,25}, le taux de réponse final pour au moins quatre journées valides était de 40,8 % (69,6 % x 88,5 % x 86,9 % x 76,3 %). Le présent article est fondé sur 1 608 personnes de 6 à 19 ans qui se sont présentées au centre d'examen mobile et qui ont porté l'accéléromètre pendant au moins quatre jours (tableau 1).

Des personnes qui ont accepté de porter l'accéléromètre et qui l'ont

Tableau 1

Certaines caractéristiques de l'échantillon pondéré, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 6 à 19 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Caractéristique	Groupe d'âge (années)					
	6 à 10 ans		11 à 14 ans		15 à 19 ans	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles
Échantillon total (nombre)	369	340	256	248	184	211
Âge (années)	8,2	8,1	12,5	12,3	17,0	16,9
Taille (cm)	133,9	131,6	158,9	156,9	175,6	166,2
Poids (kg)	32,5	29,9	52,1	50,6	72,4	62,5
IMC (kg/m ²)	17,8	17,0	20,3	20,4	23,4	22,6
Catégorie d'IMC* (%)						
Pas d'embonpoint/obésité	74,4	82,5	72,5	70,5	71,2	79,6
Embonpoint	17,1 ^E	12,6 ^E	21,5	23,0 ^E	16,4 ^E	10,3 ^F
Obésité	8,1 ^E	4,9 ^E	6,0 ^E	6,5 ^E	F	10,1

* classification de l'International Obesity Task Force²⁶ jusqu'à 17 ans; classification des adultes utilisée pour les jeunes de 18 et 19 ans^{27,28}

^E à utiliser avec prudence

^F trop peu fiable pour être publié

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009.

Activité physique des enfants et des jeunes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'ECMS de 2007-2009 • Travaux de recherche

retourné, 95,4 % avaient des données pour au moins une journée valide, et 84,8 %, pour au moins quatre journées valides (tableau 2). Les adolescents (de 15 à 19 ans) étaient légèrement moins susceptibles que les enfants plus jeunes de porter l'accéléromètre pendant au moins quatre jours. La durée quotidienne moyenne du port de l'accéléromètre pour l'ensemble des journées valides était de 13,6 heures. La durée du port de l'appareil était plus longue chez les jeunes de 11 à 19 ans que chez les enfants de 6 à 10 ans.

En se fondant sur les seuils d'indice de masse corporelle (IMC) selon l'âge et le sexe adoptés par l'International Obesity Task Force²⁶, les enfants de 6 à 17 ans ont été classés dans l'une des catégories suivantes : pas d'embonpoint ni d'obésité (englobant l'insuffisance pondérale et le poids santé); embonpoint; obésité. Les adolescents de 18 et 19 ans ont été classés en utilisant les catégories d'IMC définies pour les adultes : pas d'embonpoint ni d'obésité (moins de 25,0 kg·m⁻²); embonpoint (de 25,0 à 29,9 kg·m⁻²); obésité (30,0 kg·m⁻² et plus)^{27,28}.

Mesures de l'activité physique et du comportement sédentaire

À la fin de la visite au centre d'examen mobile, on a demandé aux participants ambulatoires de porter un accéléromètre

Actical (Phillips – Respironics, Oregon, États-Unis) au-dessus de la hanche droite sur une ceinture élastique durant leurs heures d'éveil pendant sept jours. L'Actical (dimensions : 2,8 x 2,7 x 1,0 cm; poids : 17 grammes) mesure et enregistre avec horodatage l'accélération dans toutes les directions, indiquant ainsi l'intensité de l'activité physique. Les valeurs numérisées sont totalisées sur un intervalle d'une minute spécifié par l'utilisateur, ce qui produit un nombre de mouvements par minute (MPM). Les signaux de l'accéléromètre sont également enregistrés sous forme de nombre de pas par minute. L'utilisation de l'Actical est valide pour mesurer l'activité physique chez les adultes³¹ et chez les enfants^{29,32}, et pour compter les pas des adultes et des enfants³³.

Comparativement à d'autres modèles d'accéléromètre, l'Actical est un instrument techniquement plus fiable³⁴ et sa capacité omnidirectionnelle lui permet de capter une plus grande gamme de mouvements qu'un appareil mono-axial. L'Actical est à l'épreuve de l'eau, ce qui aide peut-être les personnes qui le portent à se conformer aux directives reçues, car elles n'ont pas à l'enlever aussi souvent au cours de la journée qu'elles le feraient un autre appareil.

Les moniteurs ont été initialisés de façon que la collecte des données débute

à minuit après le rendez-vous au centre d'examen mobile. Les participants ne pouvaient voir aucune donnée pendant qu'ils portaient l'appareil. Les moniteurs ont été renvoyés dans une enveloppe préaffranchie à Statistique Canada, où les données ont été téléchargées et les moniteurs vérifiés afin de déterminer s'ils étaient toujours conformes aux spécifications du fabricant en matière de calibrage³⁵.

Les données biologiquement invraisemblables ont été évaluées afin de déterminer si les chiffres pouvaient être inclus dans les analyses finales³⁵. Les jours pour lesquels la durée du port de l'accéléromètre était trop courte (non valide) ont été déterminés et éliminés en suivant des lignes directrices publiées^{35,36}. Une journée valide a été définie comme une journée durant laquelle le moniteur avait été porté pendant 10 heures ou plus; les personnes comptant quatre journées valides ou plus ont été retenues pour les analyses³⁶. La durée du port du moniteur a été déterminée en soustrayant de 24 heures le temps pendant lequel le moniteur n'avait pas été porté. Le temps pendant lequel l'accéléromètre n'avait pas été porté a été défini comme au moins 60 minutes consécutives sans mouvements dénombrés, avec une tolérance de 1 à 2 minutes de mouvements entre 0 et 100.

Le temps consacré à des activités physiques ou mouvements de divers niveaux d'intensité (sédentaire, légère, modérée, vigoureuse) a été déterminé en se basant sur des seuils correspondant à chaque niveau d'intensité (tableau 3). L'atteinte de divers niveaux cibles d'activité physique a été examinée :

1. Recommandations canadienne et de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS) : 60 minutes d'APMV quotidiennement^{11,13,14}. Le respect des recommandations a été défini comme la probabilité d'accumuler au moins 60 minutes d'APMV au moins six jours par semaine. Comme il est impossible de calculer la probabilité d'accumuler 60 minutes d'APMV 7 jours sur 7, dans les recommandations

Tableau 2
Répartition non pondérée des participants à l'enquête, selon le nombre de journées valides de port de l'accéléromètre (10 heures ou plus), le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 6 à 19 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Groupe d'âge (années) / Sexe	Nombre de journées valides de port de l'accéléromètre									
	0†	1	2	3	4	5	6	7	1 ou plus	4 ou plus
	%									
	de participants à l'enquête									
Total	4,6	2,9	3,6	4,1	8,2	12,7	24,0	39,8	95,4	84,8
6 à 10 ans										
Garçons	2,7	2,4	3,2	1,5	6,4	11,5	24,7	47,7	97,3	90,2
Filles	4,2	2,4	2,1	1,8	6,6	13,4	22,1	47,4	95,8	89,5
11 à 14 ans										
Garçons	4,4	2,0	1,7	5,1	6,4	11,9	30,5	38,0	95,6	86,8
Filles	3,2	2,8	3,6	2,1	7,8	12,1	23,1	45,2	96,8	88,3
15 à 19 ans										
Garçons	9,7	5,4	5,4	8,1	12,8	12,8	20,9	24,8	90,3	71,3
Filles	5,1	2,9	6,9	8,0	11,3	15,0	22,6	28,1	94,9	77,0

† ont accepté de porter l'accéléromètre, mais l'ont renvoyé sans données valides

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009.

Tableau 3
Seuils d'intensité de l'activité physique pour l'accéléromètre Actical^{29,30}

Intensité	Dépense énergétique de l'activité (kcal · kg ⁻¹ · min ⁻¹)	Ratio d'activité physique (DE/TMB)	Exemple	Fourchette de mouvements comptés par l'accéléromètre (mouvements par minute)
Activité sédentaire	Moins de 0,01	Moins de 1,5	Déplacement en voiture, position assise, couchée, debout	Moins de 100*
Légère	De 0,01 à moins de 0,04	De 1,5 à moins de 3,0	Marcher moins de 3,2 km/h, jeu léger	De 100 à moins de 1 500
Modérée	De 0,04 à moins de 0,10	De 3,0 à moins de 6,0	Marcher plus de 3,2 km/h, aérobique	De 1 500 à moins de 6 500
Vigoureuse	0,10 ou plus	6,0 ou plus	Jogging, courir	6 500 ou plus

DE = dépense énergétique

TMB = taux métabolique de base

* y compris les temps de port de l'accéléromètre nuls

concernant l'activité physique, « quotidiennement » est défini comme au moins 6 jours sur les 7 jours possibles.

- La probabilité d'accumuler au moins 30, 60 ou 90 minutes d'APMV au moins 1, 2, 3, 4 ou 5 jours par semaine a été calculée également.
- La probabilité d'accumuler n'importe quel niveau d'activité physique vigoureuse trois jours par semaine a été calculée également.

2. Le nombre de pas équivalant à environ 60 minutes par jour d'APMV : c'est-à-dire 13 500 pas³⁷⁻⁴⁰. Pour déterminer l'atteinte de la cible, on a calculé :

- le pourcentage de personnes dont le nombre quotidien moyen de pas était d'au moins 13 500³⁸;
- la probabilité d'accumuler 13 500 pas par jour, au moins six jours par semaine.

Afin de déterminer la probabilité que les enfants et les jeunes accumulent au moins 60 (ou 30 ou 90) minutes d'APMV au moins 6 jours (ou moins) par semaine, la méthode d'analyse a été harmonisée avec celle appliquée aux États-Unis pour analyser les données d'accélérométrie de la National Health and Nutritional Examination Survey (NHANES) recueillies de 2003 à 2004³⁶. Pour maximiser la taille de l'échantillon

(ce qui est important parce que 39,8 % seulement de l'échantillon des 6 à 19 ans ont accumulé 7 journées valides de port de l'accéléromètre), l'approche bayésienne a été adoptée pour intégrer l'information provenant de tous les individus comptant au moins 4 jours valides de données. La probabilité

Tableau 4
Nombre quotidien moyen de minutes d'activité à divers niveaux d'intensité et nombre quotidien moyen de pas, selon le sexe, le groupe d'âge et la catégorie d'IMC, population à domicile de 6 à 19 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Sexe / groupe d'âge / catégorie d'IMC	Intensité de l'activité				Modérée à vigoureuse	Nombre de pas
	Sédentaire	Légère	Modérée	Vigoureuse		
	Nombre moyen de minutes par jour					Moyenne
Garçons	507	260	59*	2	61*	12 121*
Groupe d'âge (années)						
6 à 10 ans [†]	445	298	67*	2	69*	13 217
11 à 14 ans	524 [‡]	252 [‡]	58*	2	59*	11 857*
15 à 19 ans	554**	230 [‡]	52**	1	53**	11 267**
Catégorie d'IMC						
Pas d'embonpoint/obésité [†]	500*	262	64*	2	65*	12 584*
Embonpoint	524	260	50 [‡]	1 [†]	51 [‡]	11 188 [‡]
Obésité	536	248	43 [‡]	<1 [†]	44 [‡]	10 256
Filles	524	252	46	1	47	10 327
Groupe d'âge (années)						
6 à 10 ans [†]	446	306	56	2	58	11 745
11 à 14 ans	527 [‡]	250 [‡]	46 [‡]	2 ^E	47 [‡]	10 351 [‡]
15 à 19 ans	582 [‡]	212 [‡]	38 [‡]	<3	39 [‡]	9 204 [‡]
Catégorie d'IMC						
Pas d'embonpoint/obésité [†]	524	249	46	2	48	10 224
Embonpoint	515	262	43	1 ^E	44	10 450
Obésité	544	263	47	<3	48	11 159

[†] catégorie de référence

* valeur significativement différente de l'estimation pour les filles (p<0,05)

[‡] valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)^E à utiliser avec prudence

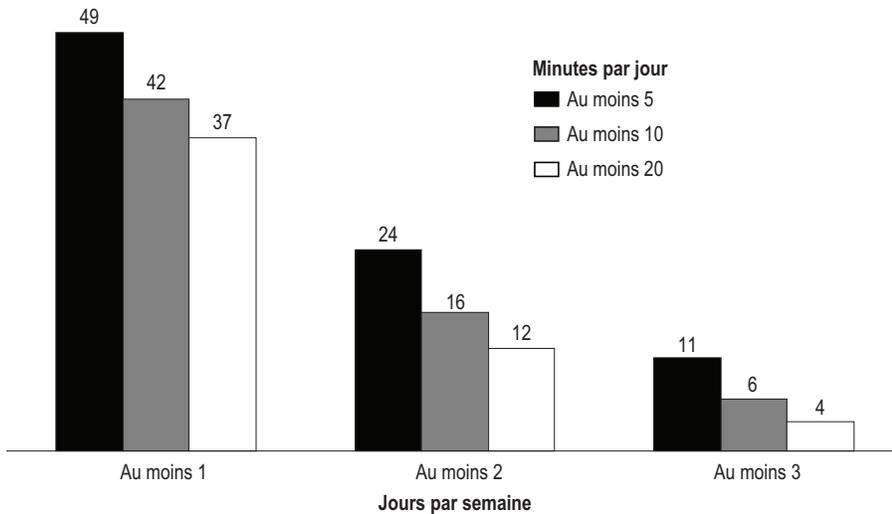
Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007-2009.

qu'une personne soit active au moins 6 jours sur 7 a été estimée en utilisant une distribution Bêta pour la combinaison observée chez ces personnes de jours d'activité et de port de l'accéléromètre. La prévalence estimée dans la population est égale à la moyenne pondérée de ces probabilités individuelles. Des renseignements plus détaillés peuvent être obtenus ailleurs (http://riskfactor.cancer.gov/tools/nhanes_pam)⁴¹.

Analyses statistiques

Toutes les analyses ont été effectuées en se servant de la version 9.1 de SAS et portaient sur des données pondérées pour les personnes comptant au moins quatre journées valides de données. Afin de tenir compte des effets de plan de l'ECMS, les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance à 95 % ont été estimés par la méthode du *bootstrap*^{25,42,43}. Les comparaisons de l'activité physique

Figure 1
Pourcentage accumulant au moins 5, 10 ou 20 minutes d'activité physique vigoureuse par jour, selon le nombre de jours par semaine, population à domicile de 6 à 19 ans, Canada, mars 2007 à février 2009



Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007–2009.

selon le groupe âge-sexe ont été faites par la méthode des contrastes par paires. La signification statistique des différences entre les estimations a été testée au seuil de signification de $p < 0,05$.

Résultats

La plupart des heures sont sédentaires

Le temps quotidien total consacré à des activités sédentaires par les enfants et les jeunes au Canada est, en moyenne, de 8,6 heures (507 minutes pour les garçons et 524 minutes pour les filles), soit 62 % de leurs heures d'éveil. Le temps réservé à des activités sédentaires augmente avec l'âge (tableau 4). En plus de ces heures sédentaires, quatre heures par jour sont consacrées à une activité physique d'intensité légère.

En moyenne, les garçons enregistrent un peu plus d'une heure par jour (61 minutes) d'APMV, et les filles, 47 minutes. Selon le groupe d'âge, les garçons accumulent de 11 à 14 minutes d'APMV de plus que les filles par jour. Les garçons faisant de l'embonpoint et les garçons obèses accumulent moins d'APMV (51 et 44 minutes par jour,

respectivement) que ceux qui n'ont pas d'embonpoint ni d'obésité (65 minutes). Ce gradient ne s'observe pas chez les filles — quel que soit leur IMC, les filles totalisent, en moyenne, de 44 à 48 minutes d'APMV par jour.

La presque totalité de l'APMV (97 %) correspond à une activité d'intensité

modérée. Environ 4 % des jeunes et des enfants canadiens accumulent 20 minutes d'activité physique vigoureuse par jour au moins 3 jours par semaine; 6 % accumulent 10 minutes, et 11 %, 5 minutes (figure 1).

Activité modérée à vigoureuse

Selon les résultats de l'ECMS, au Canada, 7 % d'enfants et de jeunes (9 % de garçons et 4 % de filles) s'adonnent à au moins 60 minutes d'APMV au moins 6 jours par semaine (tableau 5). Plus de la moitié des garçons (53 %) et le tiers des filles (35 %) le font au moins trois fois par semaine. Les proportions d'enfants et de jeunes accumulant 60 minutes d'APMV par jour diminuent avec l'âge (figure 2).

Les proportions d'enfants et de jeunes qui accumulent 30 minutes d'APMV par jour sont considérablement plus élevées : 29 % de garçons et 21 % de filles le font au moins 6 jours par semaine. Et chez les deux sexes, une grande majorité — 83 % de garçons et 73 % de filles — accumulent 30 minutes d'APMV au moins 3 jours par semaine.

Moins de 2 % d'enfants et de jeunes consacrent 90 minutes à des APMV au moins 6 jours par semaine. Cependant, 60 % le font au moins un jour par semaine.

Tableau 5
Pourcentage atteignant certains critères d'activité physique, selon le sexe, population à domicile de 6 à 19 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Minutes d'activité physique modérée à vigoureuse / sexe	Nombre de jours d'activité sur 7					
	Au moins 1	Au moins 2	Au moins 3	Au moins 4	Au moins 5	Au moins 6
Au moins 30						
Total	94,9	87,6	77,7	64,5	47,1	25,3
Garçons	96,7*	91,1*	82,6*	70,1*	52,6*	29,0*
Filles	93,1	83,9	72,6	58,4	41,2	21,3
Au moins 60						
Total	79,8	61,3	44,4	29,3	16,6	6,7
Garçons	85,2*	69,5*	52,9*	36,4*	21,5*	9,0*
Filles	73,9	52,6	35,4	21,7	11,3	4,1 ^E
Au moins 90						
Total	59,8	35,1	20,1	10,7	5,0 ^E	1,7 ^E
Garçons	66,3*	42,5*	26,0*	14,7*	7,1 ^{xE}	2,5 ^{xE}
Filles	52,9	27,3	13,7	6,5 ^E	2,7 ^E	<2

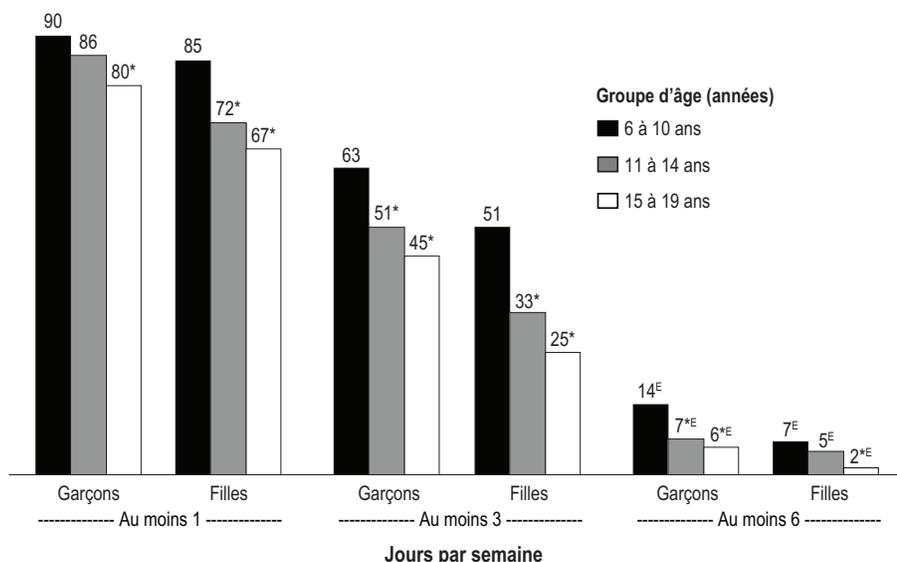
* valeur significativement différente de l'estimation pour les filles ($p < 0,05$)

^E à utiliser avec prudence

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007–2009.

Figure 2

Pourcentage accumulant au moins 60 minutes d'activité physique modérée à vigoureuse au moins 1, 3 ou 6 jours par semaine, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 6 à 19 ans, Canada, mars 2007 à février 2009



* valeur significativement différente de l'estimation pour les 6 à 10 ans de même sexe ($p < 0,05$)

^E à utiliser avec prudence

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007–2009.

Tableau 6

Pourcentage atteignant un certain nombre de pas, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 6 à 19 ans, Canada, mars 2007 à février 2009

Nombre de pas / groupe d'âge (années)	Total			Garçons			Filles		
	%	Intervalle de confiance à 95 % de à		%	Intervalle de confiance à 95 % de à		%	Intervalle de confiance à 95 % de à	
Plus de 13 500 pas par jour en moyenne									
Total	26,5	17,3	35,7	33,7*	23,1	44,2	18,8 ^E	10,0	27,6
6 à 10 ans [†]	34,0	22,3	45,6	40,2	28,0	52,4	27,0 ^E	14,3	39,7
11 à 14 ans	26,8	19,7	33,9	31,3	22,6	40,0	20,7 ^E	11,4	30,0
15 à 19 ans	19,4 ^E	8,8	30,0	29,5 ^{*E}	13,6	45,4	11,0 ^{†E}	4,0	18,1
Au moins 13 500 pas au moins 6 jours par semaine									
Total	4,8 ^E	2,8	6,8	6,7 ^{*E}	4,1	9,2	2,8 ^E	1,0	4,5
6 à 10 ans [†]	7,5 ^E	3,4	11,6	9,7 ^E	5,2	14,1	<9
11 à 14 ans	4,6 ^E	2,5	6,7	6,1 ^E	2,6	9,5	2,7 ^E	0,9	4,5
15 à 19 ans	2,4 ^{†E}	0,8	4,1	4,2 ^{†E†}	1,4	7,1	<2 [†]

[†] catégorie de référence

* valeur significativement différente de l'estimation pour les filles ($p < 0,05$)

[†] valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

^E à utiliser avec prudence

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2007–2009.

Nombre de pas

Les garçons font, en moyenne, 12 100 pas par jour, et les filles, 10 300 (tableau 4). Chez les 11 à 19 ans, les garçons comptent un plus grand nombre de pas que les filles. Les adolescents font un moins grand nombre de pas que les enfants de 6 à 10 ans. Les garçons qui font de l'embonpoint accumulent, en moyenne, un nombre significativement plus faible de pas que ceux qui ne font pas d'embonpoint ou qui ne sont pas obèses, relation que l'on n'observe pas chez les filles.

Si l'on calcule la moyenne de la somme des nombres de pas sur les journées valides, 34 % de garçons et 19 % de filles (27 % globalement) font au moins 13 500 pas par jour (tableau 6). Toutefois, les pourcentages de ceux qui accumulent 13 500 pas par jour au moins 6 jours par semaine sont nettement plus faibles : 7 % de garçons et 3 % de filles (5 % globalement).

Discussion

Selon les recommandations canadienne et de l'OMS, afin que cela soit bénéfique pour leur santé, les enfants et les jeunes devraient s'adonner chaque jour à au moins 60 minutes d'APMV^{11,13,14}. Les données de l'ECMS démontrent que 7 % d'entre eux atteignent ce niveau d'activité. Une proportion nettement plus élevée — 44 % — s'adonne à 60 minutes d'APMV au moins 3 jours par semaine, ce qui laisse entendre qu'au Canada, les jeunes ont tendance à participer à de longues séances d'activité durant une journée plutôt qu'à des épisodes plus courts répartis entre un plus grand nombre de jours de la semaine.

Les nouvelles recommandations précisent aussi que les bienfaits pour la santé sont d'autant plus importants que la quantité d'activité physique est grande. Très peu d'enfants et de jeunes (moins de 2 %) accumulent au moins 90 minutes quotidiennes d'APMV. Cependant, 60 % atteignent ce niveau d'activité un jour par semaine, ce qui suggère de nouveau que l'activité physique modérée à vigoureuse a lieu par intervalles longs, mais

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les faibles niveaux d'activité physique et l'accroissement du temps consacré à des activités sédentaires sont associés à l'obésité chez l'enfant.
- L'obésité est à la hausse et la bonne forme physique est à la baisse chez les enfants et les jeunes au Canada.
- Pourtant, si l'on s'en tient aux données autodéclarées, la majorité des jeunes Canadiens sont au moins modérément actifs.

Ce qu'apporte l'étude

- Les garçons et les filles s'adonnent à des activités sédentaires pendant environ 8,5 heures par jour.
- Au Canada, environ 7 % d'enfants et de jeunes accumulent au moins 60 minutes d'activité physique modérée à vigoureuse au moins six jours par semaines.
- En moyenne, les garçons s'adonnent à une heure d'activité physique moyenne à vigoureuse par jour, et les filles, à trois quarts d'heure.

relativement peu fréquents. Les analyses des données autodéclarées provenant de la composante des ménages de l'ECMS permettraient peut-être de préciser s'il est probable que les participants à l'enquête ayant ces profils d'activité déclarent la participation à des cours d'éducation physique et/ou des sports organisés. La combinaison des résultats de l'analyse des données mesurées et de celle des données autodéclarées pourrait aider les autorités de santé publique à cibler leurs interventions.

Les lignes directrices recommandent que les enfants et les jeunes s'adonnent à certaines activités *vigoureuses* au moins trois jours par semaine^{11,13,14}, mais ne précisent pas la quantité. Cependant, selon l'ECMS, peu d'entre eux accumulent ne fut-ce que de modestes quantités quotidiennes; la moitié des enfants et

des jeunes ne s'adonnent même pas à cinq minutes d'activité vigoureuse au moins un jour par semaine. Un très petit groupe — moins de 4 % — consacrent 20 minutes à des activités vigoureuses au moins trois jours par semaine. Il se peut que l'activité vigoureuse soit sous-estimée dans l'échantillon étudié à cause du seuil relativement élevé établi pour l'accéléromètre (6 500 mpm), seuil qui est fondé sur une seule étude²⁹ et est considérablement plus élevé que celui utilisé pour les adultes (3 962 mpm)⁴⁴. Des travaux de recherche en vue d'établir un fondement probant pour ces seuils sont nécessaires.

Depuis 2005, des données de podomètre sont recueillies auprès d'un échantillon représentatif de la population nationale d'enfants et de jeunes dans le cadre de l'Étude sur l'activité des jeunes au Canada (ÉAPJC) (www.cfri.ca)^{45,46}. L'analyse la plus récente des données de cette enquête indique que 31 % d'enfants et de jeunes font en moyenne au moins 13 500 pas par jour^{1,45}, pourcentage similaire au chiffre correspondant de 27 % de l'ECMS. En outre, les deux enquêtes montrent que les garçons font un plus grand nombre de pas que les filles, et que le nombre de pas par jour diminue d'environ 20 % lorsqu'on passe du groupe d'âge le plus jeune au groupe le plus âgé.

Selon les données de l'ECMS, un peu moins de 5 % des enfants et des jeunes font 13 500 pas au moins six jours par semaine, résultat qui concorde avec la valeur de 7 % observée d'après les données de l'accéléromètre en ce qui concerne le cumul de 60 minutes d'APMV au moins six jours par semaine. La concordance entre les données de sortie de l'accéléromètre et du podomètre n'est évidemment pas étonnante, puisqu'elles proviennent du même appareil.

Alors que les données des accéléromètres de l'ECMS montrent que les enfants et les jeunes consacrent environ 8,6 heures par jour à des activités sédentaires, elles n'indiquent pas quel type d'activité ces heures englobent. Étant donné que d'autres enquêtes

ont montré que les jeunes Canadiens passent au moins six heures par jour devant des écrans¹, la plupart du temps d'activité sédentaire relevé dans le cadre de l'ECMS est vraisemblablement du temps passé devant un écran. Ce qui se passe durant le reste des heures d'activité sédentaire est moins clair. Des travaux de recherche combinant des données d'accéléromètre et des données autodéclarées aideraient à déterminer dans quel contexte ont lieu les comportements sédentaires et, donc, à élaborer des stratégies et à établir des cibles d'intervention.

Aux États-Unis, l'activité physique a été mesurée par accélérométrie (Actigraph, FT. Walton Beach, Floride) dans le cadre de la NHANES de 2003 à 2006³⁶. Bien que les modèles d'accéléromètre utilisés dans la NHANES et dans l'ECMS diffèrent, les approches de réduction et d'analyse des données ont été harmonisées³⁵, de sorte que les résultats sont comparables dans une certaine mesure. Les jeunes et les enfants canadiens semblent s'adonner à un peu plus d'activités sédentaires que leurs homologues américains : 8,6 heures contre 6 à 8 heures par jour⁴⁷. Les enfants américains de 6 à 11 ans sont plus susceptibles d'accumuler 60 minutes d'APMV par jour que les enfants canadiens de 6 à 10 ans. En revanche, les Canadiens de 11 à 19 ans sont plus susceptibles que les adolescents américains d'accumuler 60 minutes d'APMV par jour. La proportion qui accumule au moins 60 minutes d'APMV au moins 5 jours par semaine est plus élevée chez les adolescents canadiens que chez les adolescents américains, mais elle est la même chez les adolescentes des deux pays. Les données d'accéléromètre recueillies auprès d'un grand échantillon d'enfants de 9 à 15 ans en Angleterre indiquent qu'une proportion encore plus faible (2,5 %) d'entre eux accumule 60 minutes d'APMV par jour⁴⁸. La mesure continue des niveaux d'activité physique dans divers pays en appliquant des méthodes harmonisées fournira des renseignements importants pour la surveillance mondiale de la santé.

Points forts et limites

La concordance entre les données sur les nombres de pas de l'ECMS et les résultats de l'ÉAPJC (dans laquelle est utilisé un type différent de podomètre) représente une validation des deux appareils. Cette concordance laisse aussi entendre que les comparaisons entre l'activité mesurée avec l'accéléromètre et celle mesurée par le podomètre sont possibles, une constatation importante, parce que les deux appareils seront vraisemblablement utilisés tous deux dans l'avenir. Un avantage unique des accéléromètres est leur capacité de fournir un profil quotidien de l'activité sédentaire et du mouvement d'intensité légère, modérée et vigoureuse. Les podomètres coûtent moins cher et leur fardeau analytique est plus faible, ce qui permet d'utiliser des échantillons de plus grande taille et, par conséquent, de ventiler plus finement les résultats (par exemple, au niveau provincial/territorial). Enfin, étant donné l'absence de corrélation et l'existence d'un biais important entre l'activité physique autodéclarée et directement mesurée^{49,50}, la concordance des appareils de mesure directe est digne d'être notée.

Comme les accéléromètres et les podomètres ne peuvent pas enregistrer avec précision les activités qui ne sont pas basées sur des pas, comme la nage et le cyclisme, l'activité physique globale

pourrait être sous-estimée. En outre, les accéléromètres et les podomètres ne mesurent pas la dépense d'énergie supplémentaire associée au mouvement de la partie supérieure du corps, au transport de charges ou à la marche sur un plan incliné.

Les seuils choisis pour limiter le comportement sédentaire et l'activité physique légère, modérée et vigoureuse sont fondés sur des données limitées. Contrairement à d'autres modèles d'accéléromètre (par exemple, l'Actigraph), des seuils déterminés spécialement pour l'Actical n'ont été publiés que dans peu d'études^{29-32,51}.

Le taux de réponse global à l'ECMS était de 40,8 %. Bien que les poids de sondage aient été corrigés pour tenir compte de ce taux, les estimations pourraient être biaisées par des différences systématiques entre les personnes qui ont répondu à l'enquête et celles qui ne l'ont pas fait. Les non-répondants avaient tendance à être plus âgés, de sexe masculin et plus obèses, de sorte qu'ils pourraient être moins actifs et que les données utilisées dans la présente analyse pourraient légèrement surestimer l'activité physique.

Conclusion

Au moyen de données provenant du premier cycle de l'Enquête canadienne

sur les mesures de la santé, la présente étude examine l'activité physique et le comportement sédentaire mesurés avec un accéléromètre auprès d'un échantillon représentatif de la population nationale d'enfants et de jeunes au Canada.

Les niveaux d'activité physique sont faibles, six heures d'éveil sur dix étant consacrées à des activités sédentaires. La persistance de ces choix de mode de vie chez les jeunes pourrait accélérer la manifestation et l'évolution de maladies chroniques^{5,11}. Les données de l'ECMS constituent des valeurs repères qui permettront de suivre l'efficacité des interventions et des initiatives stratégiques destinées à renverser les tendances courantes de l'obésité et de la condition physique.

Les incohérences entre les données sur l'activité physique autodéclarée et celles mesurées directement^{49,50} ont rendu difficile la compréhension de ces tendances⁵². Étant donné que le nombre de méthodes de mesure augmente, les différences entre les niveaux d'activité physique mesurés au moyen de renseignements autodéclarés, de podomètres et d'accéléromètres devront être examinées. Une méthode ne remplace pas l'autre, et les points forts et les limites uniques de chacune doivent être pris en considération pour choisir une approche analytique. ■

Références

- Jeunes en forme Canada, *Les saines habitudes commencent plus tôt qu'on le pense : Le Bulletin 2010 de l'activité physique chez les enfants et les jeunes de Jeunes en forme Canada*, Toronto, 2010.
- Chambre des communes Canada, *Des enfants en santé : une question de poids, Rapport du Comité permanent de la santé*, Ottawa, Communication Canada – Édition, 2007.
- K.K. Leitch, *Vers de nouveaux sommets – Rapport de la conseillère en santé des enfants et des jeunes*, Santé Canada, (Catalogue : H21-296/2007F), Ottawa, Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 2007.
- M.S. Tremblay, « Major initiatives related to childhood obesity and physical inactivity in Canada: the year in review », *Canadian Journal of Public Health=Revue canadienne de santé publique*, 98, 2007, p. 457-459.
- G. Ball et L. McCargar, « Childhood obesity in Canada: a review of prevalence estimates and risk factors for cardiovascular diseases and type 2 diabetes », *Canadian Journal of Applied Physiology=Revue canadienne de physiologie appliquée*, 28, 2003, p. 117-140.
- M. Tremblay, P. Katzmarzyk, J. Willms, « Temporal trends in overweight and obesity in Canada, 1981-1996 », *International Journal of Obesity*, 26, 2002, p. 538-543.
- M. Tremblay et J. Willms, « Secular trends in the body mass index of Canadian children », *Canadian Medical Association Journal=Revue de l'Association médicale canadienne*, 2000, 163, p. 1429-1433.
- M.S. Tremblay, M. Shields, M. Laviolette et al., « Condition physique des enfants et des jeunes au Canada : résultats de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 », *Rapports sur la santé*, 21(1), 2010, p. 7-22 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- H. Gilmour, « Les Canadiens physiquement actifs », *Rapports sur la santé*, 18(3), 2007, p. 49-70 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- R.J. Iannotti, M.D. Kogan, I. Janssen et W.F. Boyce, « Patterns of adolescent physical activity, screen-based media use, and positive and negative health indicators in the U.S. and Canada », *Journal of Adolescent Health*, 44(5), 2009, p. 493-499.
- I. Janssen et A.G. LeBlanc, « Systematic review of the health benefits of physical activity and fitness in school-aged children and youth », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 7, 2010, p. 40.
- M.S. Tremblay, M.E. Kho, A.C. Tricco et M. Duggan, « Process description and evaluation of Canadian physical activity guidelines development », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 7, 2010, p. 42.
- Société canadienne de physiologie de l'exercice et ParticipACTION, La Société canadienne de physiologie de l'exercice et ParticipACTION partagent de nouvelles données de recherche pour informer les Canadiens des niveaux d'activité physique recommandés [communiqué de presse], le 12 mai 2010 [<http://www.cnw.ca/fr/releases/archive/May2010/12/c2849.html>].
- Organisation mondiale de la Santé, *Recommandations mondiales en matière d'activité physique pour la santé*, Genève, OMS, 2010.
- I. Janssen, P.T. Katzmarzyk, W.F. Boyce et al., « Overweight and obesity in Canadian adolescents and their associations with dietary habits and physical activity patterns », *Journal of Adolescent Health*, 35, 2004, p. 360-367.
- 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, 1998, p. 938-942.
- 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 Pediatric and Adolescent Medicine*, 155, 2001 p. 360-365.
- W.H. Dietz Jr et S.L. Gortmaker, « Do we fatten our children at the television set? Obesity and television viewing in children and adolescents », *Pediatrics*, 75, 1985, p. 807-812.
- M.S. Tremblay et J.D. Willms, « Is the Canadian childhood obesity epidemic related to physical inactivity? », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 27, 2003, p. 1100-1105.
- M.S. Tremblay, D.W. Esliger, A. Tremblay et R.C. Colley, « Incidental movement, lifestyle-embedded activity and sleep: new frontiers in physical activity assessment », *Applied Physiology Nutrition and Metabolism*, 32, 2007, p. 1-10.
- S. Bryan, M. St-Denis et D. Wojtas, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : aspects opérationnels et logistiques de la clinique », *Rapports sur la santé*, 18(suppl.), 2007, p. 59-78 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- B. Day, R. Langlois, M. Tremblay et al., « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : questions éthiques, juridiques et sociales », *Rapports sur la santé*, 18(suppl.), 2007, p. 41-58 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- S. Giroux, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : aperçu de la stratégie d'échantillonnage », *Rapports sur la santé*, 18(suppl.), 2007, p. 35-40 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- M.S. Tremblay, M. Wolfson et S. Connor Gorber, « Enquête canadienne sur les mesures de la santé : raison d'être, contexte et aperçu », *Rapports sur la santé*, 18(suppl.), 2007, p. 7-21 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
- Statistique Canada, *Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : cycle 1, novembre 2010*, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/5071_D2_T1_V1-fra.pdf (consulté le 10 mars 2010).
- T.J. Cole, M.C. Bellizzi, K.M. Flegal et W.H. Dietz, « Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey », *British Medical Journal*, 320, 2000, p. 1240.
- Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, 2003, Ottawa, Santé Canada (Catalogue : n° H49-179/2003F).
- Organisation mondiale de la Santé, *Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale* (Organisation mondiale de la Santé, série de rapports techniques n° 894), Genève, 2000.
- M.R. Puyau, A.L. Adolph, F.A. Vohra et al., « Prediction of activity energy expenditure using accelerometers in children », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 36, 2004, p. 1625-1631.
- S. Wong, R.C. Colley, S. Connor Gorber et M.S. Tremblay, « Sedentary activity Actical accelerometer thresholds for adults », *Journal of Physical Activity and Health*, 2011 (sous presse).
- D.P. Heil, « Predicting activity energy expenditure using the Actical activity monitor », *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 77, 2006, p. 64-80.
- K. Evenson, D.J. Catellier, K. Gill et al., « Calibration of two objective measures of physical activity for children », *Journal of Sports Sciences*, 26, 2008, p. 1557-1565.
- D.W. Esliger, A. Probert, S. Connor Gorber et al., « Validity of the Actical accelerometer step-count function », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 39, 2007, p. 1200-1204.

Activité physique des enfants et des jeunes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'ECMS de 2007-2009 • Travaux de recherche

34. D.W. Eslinger et M.S. Tremblay, « Technical reliability assessment of three accelerometer models in a mechanical set-up », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 38, 2006, p. 2173-2181.
35. R.C. Colley, S. Connor Gorber et M.S. Tremblay, « Procédures de contrôle de la qualité et de réduction des données pour les mesures par accélérométrie de l'activité physique », *Rapports sur la santé*, 21(1), 2010, p. 67-74 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
36. R. Troiano, D. Berrigan, K. Dodd *et al.*, « Physical activity in the United States measured by accelerometer », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 40, 2008, p. 181-188.
37. A. Beighle et R.P. Pangrazi, « Measuring children's activity levels: the association between step-counts and activity time », *Journal of Physical Activity and Health*, 3, 2006, p. 221-229.
38. C.L. Craig, C. Cameron, J.M. Griffiths et C. Tudor-Locke, « Descriptive epidemiology of youth pedometer-determined physical activity: CANPLAY », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 42(9), 2010, p. 1639-1643.
39. C. Tudor-Locke et D.R. Bassett Jr., « How many steps/day are enough? Preliminary pedometer indices for public health », *Sports Medicine*, 34(1), 2004, p. 1-8.
40. C. Tudor-Locke, Y. Hatano, R.P. Pangrazi et M. Kang, « Revisiting "how many steps are enough?" », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 40(7 Suppl), 2008, p. S537-S543.
41. National Cancer Institute, *Risk Factor Monitoring and Methods: SAS Programs for Analyzing NHANES 2003-2004 Accelerometer Data*, disponible à l'adresse http://riskfactor.cancer.gov/tools/nhanes_pam (consulté le 8 septembre 2010).
42. J.N.K. Rao, C.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).
43. 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.
44. R.C. Colley, D. Garriguett, I. Janssen *et al.*, « Activité physique des adultes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 », *Rapports sur la santé*, 22(1), 2011 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
45. Institut canadien de la recherche sur la condition physique et le mode de vie, *Les enfants en jeu! Encourageons les enfants à faire de l'activité physique à la maison, à l'école et partout ailleurs, Bulletin n° 1, Niveau d'activité des enfants canadiens*, Ottawa, Institut canadien de la recherche sur la condition physique et le mode de vie, 2008, disponible à l'adresse http://www.cfri.ca/fra/statistiques/sondages/documents/CANPLAY_2008_b1.pdf.
46. C.L. Craig, C. Tudor-Locke, S. Cragg et C. Cameron, « Process and treatment of pedometer data collection for youth: The CANPLAY Study », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 42(3), 2010, p. 430-435.
47. C.E. Matthews, K.Y. Chen, P.S. Freedson *et al.*, « Amount of time spent in sedentary behaviours in the United States, 2003-2004 », *American Journal of Epidemiology*, 167, 2008, p. 875-881.
48. C.J. Riddoch, C. Mattocks, K. Deere *et al.*, « Objective measurement of levels and patterns of physical activity », *Archives of Disease in Childhood*, 92(11), 2007, p. 963-969.
49. K. Adamo, S. Prince, A. Tricco *et al.*, « A comparison of indirect versus direct measures for assessing physical activity in the pediatric population: A systematic review », *International Journal of Pediatric Obesity*, 4, 2008, p. 2-27.
50. S. Prince, K. Adamo, M. Hamel *et al.*, « A comparison of direct versus self-report measures for assessing physical activity in adults: a systematic review », *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 5, 2008, p. 56.
51. K.K. Pfeiffer, K.L. McIver, M. Dowda *et al.*, « Validation and calibration of the Actical accelerometer in preschool children », *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 38(1), 2006, p. 152-157.
52. P.T. Katzmarzyk et M.S. Tremblay, « Limitations of Canada's physical activity data: implications for monitoring trends », *Applied Physiology Nutrition Metabolism*, 32, 2007, p. S185-S194.

Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits, 1991 à 2001

par Michael Tjepkema, Russell Wilkins, Jennifer Pennock et Neil Goedhuis

Résumé

Contexte

Comparativement aux autres Canadiens, les membres des Premières nations assument un fardeau lié à la maladie disproportionné. Les années potentielles de vie perdues (APVP) avant l'âge de 75 ans font ressortir les effets des décès précoces ou à un jeune âge.

Données et méthodes

L'étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 a permis de suivre un échantillon de 15 % de la population adulte de 25 ans et plus sur plus d'une décennie. Cette étude a permis d'examiner le taux de mortalité chez les personnes de 25 à 74 ans, dont 55 600 Indiens inscrits (39 200 vivant dans les réserves et 16 500 vivant à l'extérieur des réserves) et 2 475 700 adultes non autochtones, toutes dénombrées à l'aide du questionnaire complet du Recensement de 1991. On a calculé les taux d'APVP normalisés selon l'âge sur la base de nombre d'années-personnes à risque avant l'âge de 75 ans.

Résultats

Le risque que les Indiens inscrits adultes meurent avant l'âge de 75 ans était environ deux fois et demie plus grand que pour les adultes non autochtones. Les résultats ne différaient pas considérablement selon que leur résidence était à l'intérieur ou à l'extérieur d'une réserve. Les inégalités relatives et absolues étaient les plus importantes pour les blessures non intentionnelles et intentionnelles. Les facteurs socioéconomiques, comme le revenu, la scolarité, le logement et l'emploi, expliquent une part substantielle des disparités dans les décès prématurés.

Interprétation

Les Indiens inscrits adultes avaient des taux de mortalité prématurée plus élevés. Les facteurs socioéconomiques ont joué un rôle important à l'égard de ces disparités. Les blessures ont contribué de façon importante aux inégalités relatives et absolues.

Mots-clés

Autochtone, cause de décès, taux de mortalité, Premières nations, espérance de vie, longévité, mortalité.

Auteurs

Michael Tjepkema (1-613-951-3896; michael.tjepkema@statcan.gc.ca) et Russell Wilkins (1-613-951-5305; russell.wilkins@statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Jennifer Pennock et Neil Goedhuis travaillent à la Direction générale de la santé des Premières Nations et des Inuits de Santé Canada, Ottawa (Ontario).

Par rapport aux autres Canadiens, les membres des Premières nations assument un fardeau lié à la maladie disproportionné¹⁻³, ce dont rend compte leur espérance de vie plus courte. Dans le cas des Indiens inscrits, l'espérance de vie à la naissance est de huit années de moins pour les hommes et de sept années de moins pour les femmes⁴. L'espérance de vie, toutefois, a tendance à être dominée par les décès à des âges plus avancés. Il existe une façon complémentaire d'examiner la mortalité, soit en mettant l'accent sur la mortalité prématurée, notamment les années potentielles de vie perdues (APVP) avant l'âge de 75 ans. Les APVP correspondent aux années supplémentaires qu'aurait vécues une personne si elle avait eu un cycle de vie complet⁵.

Le taux de décès prématuré et, d'une façon plus large, les APVP, est plus élevé pour les Indiens inscrits que pour les autres Canadiens⁶⁻⁹. Parmi les explications possibles figurent les différences au cours de la vie¹¹ dans les grands déterminants sociaux de la santé, comme le revenu, la scolarité et la qualité du logement¹⁰. En dépit de leur importance^{12,13}, ces facteurs ne sont généralement pas inclus dans les analyses des différences de mortalité entre les

Autochtones et les non-Autochtones¹³. Toutefois, grâce à l'étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001, il est possible d'examiner l'effet des variables socioéconomiques sur la disparité dans les décès prématurés entre les Indiens inscrits et les adultes non autochtones.

Le présent article comprend des estimations des APVP de 25 à 74 ans parmi les Indiens inscrits vivant à

l'intérieur ou à l'extérieur des réserves, fait état des causes de décès pour lesquelles les disparités entre les Indiens inscrits et les Canadiens non autochtones étaient les plus grandes, et examine les effets des facteurs socioéconomiques sur ces différences.

Méthodes

Sources des données

L'étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 repose sur une cohorte couplée de façon probabiliste et constituée d'un échantillon de 15 % ($n = 2\,735\,152$) de la population de 25 ans et plus ne vivant pas en établissement qui a été dénombrée au moyen du questionnaire complet du Recensement de 1991¹⁴. Cette cohorte a fait l'objet d'un suivi de la mortalité du 4 juin 1991 au 31 décembre 2001, inclusivement.

Comme les noms des personnes ne figuraient pas dans la base de données du recensement, mais étaient nécessaires pour le couplage à la base de données sur la mortalité, la création de la cohorte a nécessité deux couplages probabilistes. Tout d'abord, les enregistrements correspondant aux participants qui étaient admissibles au recensement ont été couplés à un fichier de liste nominale (de noms, tirés des données sur les déclarants fiscaux de 1990 et 1991, puis chiffrés) à partir de variables communes, comme la date de naissance, le code postal et la date de naissance du conjoint (le cas échéant); 80 % des participants admissibles ont été appariés avec succès. En deuxième lieu, les enregistrements du recensement et les noms chiffrés ont été appariés à la Base canadienne de données sur la mortalité¹⁵. À partir des décès pour 1991, déterminés de façon indépendante dans la Base canadienne de données sur la mortalité et/ou dans le fichier de noms, le taux de confirmation des décès survenus de 1991 à 2001 a été estimé à 97 % pour la cohorte dans son ensemble, et à 95 % à 96 % chez les membres de la cohorte ayant déclaré une ascendance

autochtone, le statut d'Indien inscrit ou l'appartenance à une bande indienne ou à une Première nation.

Admissibilité

Les personnes dénombrées au moyen du questionnaire complet du Recensement de 1991 qui avaient atteint l'âge de 25 ans le jour du recensement étaient admissibles pour faire partie de la cohorte. Le formulaire complet, qui est habituellement distribué à un ménage sur cinq, a été administré à tous les résidents des réserves indiennes, des logements collectifs non institutionnels, ainsi que de nombreuses collectivités éloignées et du Nord. Toutefois, 78 réserves indiennes, représentant environ 38 000 personnes, n'ont pas été dénombrées ou l'ont été de façon incomplète¹⁶, et ne faisaient donc pas partie de la cohorte. Par ailleurs, les rapports sur la qualité des données ont permis de déterminer que le Recensement de 1991 avait laissé de côté 3,4 % des résidents du Canada; ces personnes étaient plus susceptibles d'être jeunes et mobiles, d'avoir un faible revenu, d'avoir une ascendance autochtone¹⁷, ou d'être sans abri.

Comme on a dû obtenir les noms chiffrés à partir des données fiscales, seuls les déclarants ont pu faire l'objet d'un suivi de la mortalité. En vertu de l'article 87 de la *Loi sur les Indiens*, les Indiens inscrits ont droit à une exemption pour le revenu gagné ou considéré comme gagné dans une réserve¹⁸.

Du fait de l'exclusion des personnes vivant en établissement et des non-déclarants, l'espérance de vie à 25 ans de la cohorte était d'une année de plus pour les hommes et de deux années de plus pour les femmes par rapport aux tables de survie de 1995 à 1997 pour l'ensemble du Canada. Ce biais s'applique également aux membres autochtones et non autochtones de la cohorte et ne devrait pas avoir d'incidence appréciable sur les différences relatives entre les deux groupes.

Techniques d'analyse

La cohorte est divisée en dix périodes de suivi d'un an (4 juin 1991 au 3 juin 1992; 4 juin 1992 au 3 juin 1993; etc.) et une période de sept mois (4 juin 2001 au 31 décembre 2001). L'âge au début de chaque année de suivi a été transposé à l'âge de référence (4 juin 1991). On a calculé les décès et les années-personnes à risque (au début de chaque année de suivi) séparément, puis on les a regroupés par tranche d'âge de cinq ans.

Les décès avant l'âge de 75 ans ont été considérés comme étant prématurés. Le nombre d'années potentielles de vie perdues (APVP) a été calculé en multipliant le nombre de décès dans chaque tranche d'âge par le nombre moyen d'années potentielles de vie perdues pour le même groupe d'âge. Par exemple, le décès d'une personne de 25 à 29 ans donnerait 47,5 années potentielles de vie perdues avant l'âge de 75 ans.

Pour calculer les taux d'APVP, le nombre d'années-personnes à risque (jusqu'à l'âge de 75 ans) a été déterminé pour chaque tranche d'âge de cinq ans, et les taux ont été normalisés selon l'âge en fonction de la population autochtone. La distribution par âge de celle-ci a été fondée sur les personnes de la cohorte qui ont indiqué une ascendance autochtone, le statut d'Indien inscrit en vertu de la *Loi sur les Indiens*, ou l'appartenance à une bande indienne ou à une Première nation. Les intervalles de confiance correspondant aux taux normalisés selon l'âge ont été produits à partir des écarts obtenus au moyen de la méthode de Spiegelman¹⁹.

Mortalité prématurée (modèles de Cox)

Pour chaque membre de la cohorte, les jours-personnes de suivi ont été calculés pour la période allant de la date de référence (4 juin 1991) à la date de décès, d'émigration (données disponibles uniquement pour 1991), de fin de l'étude (31 décembre 2001), ou du 75^e anniversaire de la personne. Étant donné que la date de naissance exacte n'était pas disponible dans le fichier d'analyse, l'âge en années révolues (au 4 juin de

chaque année de suivi) a servi à calculer l'âge au moment du décès ainsi que les années-personnes de suivi.

Des rapports de risques proportionnels de la mortalité de Cox ont servi à estimer l'effet des facteurs socioéconomiques sur la disparité dans la mortalité prématurée entre les Indiens inscrits et les adultes non autochtones. Tous les modèles ont été exécutés par sexe ainsi que séparément pour les Indiens inscrits vivant à l'intérieur et à l'extérieur des réserves. Le modèle de base (modèle 1) comportait une correction pour l'âge uniquement. Les modèles 2 à 7 neutralisaient les effets de l'âge et d'un autre facteur socioéconomique. Le modèle complet (modèle 8) était rajusté en fonction de l'âge et de tous les facteurs socioéconomiques simultanément. Les différences de surmortalité (1 moins le rapport de risques) dans la comparaison du modèle complet au modèle de base ont été interprétées en tant qu'estimations de l'effet des variables socioéconomiques sur les disparités. Les effets des variables suivantes ont été neutralisés : l'âge, l'état matrimonial [(marié(e)/conjoint(e) de fait, non marié(e)], la monoparentalité (oui, non), le niveau de scolarité (pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, diplôme d'études postsecondaires, diplôme universitaire), le quintile de suffisance du revenu, la situation vis-à-vis de l'activité (actif, inactif), le surpeuplement (plus d'une personne par pièce; oui, non), la propriété du logement (oui, non), la nécessité de réparations majeures au logement (oui, non) et la taille de la population urbaine (1 million ou plus; 500 000 à 999 999; 100 000 à 499 999; 10 000 à 99 999; moins de 10 000).

Cause de décès

La cause principale des décès survenus pendant la période d'étude avait été codée au préalable selon la *Classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès, neuvième révision* (CIM-9)²⁰ de l'Organisation mondiale de la Santé pour les décès survenus de 1991 à 1999, inclusivement, et selon la *dixième révision*

(CIM-10)²¹ pour ceux survenus en 2000 ou en 2001. Les décès ont aussi été regroupés selon les catégories du Global Burden of Disease, qui mettent l'accent sur le développement humain plutôt que sur les fonctions de l'organisme²², et selon des facteurs de risque, à savoir les maladies liées à l'usage du tabac²³ ou à la consommation d'alcool²³ ou de drogue²⁴, ou les décès prématurés potentiellement traitables par des soins médicaux²³.

Définitions

Le statut d'Indien inscrit a été déterminé à partir d'une question directe posée lors du recensement : « Cette personne est-elle un *Indien inscrit* aux termes de la *Loi sur les Indiens* du Canada? » (oui, non). Un participant ayant répondu « oui » a été considéré comme un Indien inscrit.

On a déterminé le lieu de résidence le 4 juin 1991; la mobilité subséquente n'a pas été considérée. Les réserves indiennes ont été définies de façon à inclure les types suivants de subdivisions de recensement : Indian government district; Réserve indienne; Établissement indien; Terres réservées; Village Cri; Village Naskapi; Village nordique. Toutes les autres régions ont été classées comme étant situées à l'extérieur des réserves.

Résultats

Caractéristiques de base

Les caractéristiques démographiques et socioéconomiques des membres de la cohorte des Indiens inscrits différaient de celles des membres non autochtones et variaient aussi selon la résidence dans une réserve ou hors réserve (tableau A en annexe). Comparativement aux adultes non autochtones, les Indiens inscrits étaient plus jeunes et moins susceptibles d'être légalement mariés. Les Indiens inscrits, particulièrement ceux vivant dans une réserve, étaient moins susceptibles d'avoir terminé des études secondaires, d'être occupés et d'être propriétaires de leur logement, et plus susceptibles d'appartenir aux deux quintiles inférieurs de suffisance du revenu et de vivre dans des conditions

de surpeuplement ou dans des logements ayant besoin de réparations majeures.

Les Indiens inscrits avaient tendance à mourir plus jeunes que les non-Autochtones. Parmi tous les décès de membres de la cohorte des Indiens inscrits survenus de 25 à 74 ans, 28 % se sont produits de 65 à 74 ans, comparativement à plus de 50 % dans le cas des non-Autochtones (tableau B en annexe).

Causes de décès

Parmi les Indiens inscrits considérés dans leur ensemble, les maladies non transmissibles étaient à l'origine du pourcentage le plus élevé d'années potentielles de vie perdues (APVP) totales (53 % pour les hommes, 69 % pour les femmes), suivies par les blessures (38 % et 21 %) (tableau C en annexe). Les maladies ayant contribué de façon notable aux APVP totales étaient les maladies cardiovasculaires (19 % et 14 %), les tumeurs malignes (13 % et 25 %), les maladies de l'appareil digestif (6 % et 9 %), les blessures non intentionnelles (26 % et 14 %), comme les accidents de la route, et les blessures intentionnelles (11 % et 7 %), comme le suicide.

La distribution en pourcentage des APVP totales selon la principale cause de décès parmi les Indiens inscrits était généralement similaire chez ceux vivant dans une réserve et ceux vivant hors réserve. Toutefois, le pourcentage d'APVP attribuable aux blessures intentionnelles (suicide, homicide) était deux fois plus élevé chez les Indiennes inscrites vivant dans une réserve que chez leurs homologues vivant hors réserve (8 % comparativement à 4 %). Les tumeurs malignes représentaient une part plus importante des APVP totales chez les Indiens inscrits de sexe masculin vivant à l'extérieur qu'à l'intérieur d'une réserve (17 % par rapport à 12 %).

Les APVP ont aussi été classées comme étant attribuables aux décès par maladie liée au tabagisme, à la consommation d'alcool et à la consommation de drogue, ou par maladie potentiellement traitable par

des soins médicaux (p. ex., maladies cérébrovasculaires, hypertension, cancer du sein, pneumonie/grippe). Dans le cas des Indiens inscrits, les pourcentages d'APVP attribuables aux décès se classant dans ces catégories étaient les suivants : maladies liées à l'usage du tabac (6 % pour les deux sexes); maladies liées à la consommation d'alcool (8 % pour les hommes et 7 % pour les femmes); maladies liées à la consommation de drogue (2 % et 5 %), et maladies potentiellement traitables par des soins médicaux (8 % et 20 %). Les pourcentages étaient similaires chez les Indiens inscrits vivant dans une réserve et ceux vivant hors réserve.

Inégalités relatives

Le taux d'APVP normalisé selon l'âge était environ deux fois et demie plus élevé pour les Indiens inscrits que pour les adultes non autochtones, ce qui rend compte des rapports de taux plus élevés pour la plupart des causes de décès (tableaux 1 et 2). Pour toutes les causes de décès confondues, l'inégalité relative était plus grande chez les Indiens inscrits de sexe masculin vivant à l'intérieur d'une réserve que chez ceux vivant hors réserve, mais elle était similaire chez les Indiennes inscrites de l'un et l'autre goupe.

Les rapports de taux correspondant à la plupart des maladies transmissibles et non transmissibles étaient élevés, soit de façon substantielle pour certaines causes de décès. Chez les Indiens inscrits de sexe masculin, ces causes comprenaient les troubles dus à la consommation d'alcool, les maladies génito-urinaires, les affections respiratoires, le diabète sucré, et la cirrhose du foie. Parmi les Indiennes inscrites, les rapports de taux étaient particulièrement élevés dans le cas des affections dues à la consommation d'alcool, de la cirrhose du foie, des infections respiratoires, du diabète sucré et des maladies infectieuses et parasitaires.

Les rapports de taux étaient aussi élevés dans le cas des décès attribuables aux blessures – notamment la noyade –,

Tableau 1

Rapports de taux (RT) normalisés selon l'âge pour les années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans pour les Indiens inscrits vivant à l'intérieur ou à l'extérieur d'une réserve, comparativement aux hommes non autochtones, selon la cause de décès, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	Total			Dans une réserve			Hors réserve		
	RT	Intervalle de confiance à 95 %		RT	Intervalle de confiance à 95 %		RT	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Toutes les causes	2,45	2,26	2,66	2,67	2,43	2,93	1,88	1,61	2,21
Affections transmissibles, maternelles, périnatales et nutritionnelles	1,42	1,01	2,01	1,49	0,99	2,26	1,25	0,72	2,17
Maladies infectieuses et parasitaires	0,96	0,59	1,56	0,96	0,52	1,78	0,97	0,50	1,86
VIH/SIDA	0,72	0,36	1,43	0,74	0,31	1,77	0,67	0,28	1,65
Infections respiratoires	5,86	3,69	9,32	6,58	3,98	10,88	4,01	1,45	11,05
Maladies non transmissibles	1,76	1,60	1,93	1,85	1,67	2,06	1,50	1,22	1,85
Tumeurs malignes	0,97	0,81	1,16	0,93	0,76	1,14	1,06	0,73	1,54
Cancer de l'estomac	2,01	1,14	3,54	1,86	0,94	3,67	2,38	0,87	6,52
Cancers du côlon et du rectum	1,41	0,67	2,98	0,71	0,40	1,25	3,22	1,04	9,98
Cancer du pancréas	0,83	0,46	1,48	0,54	0,22	1,33	1,67	0,81	3,46
Cancer de la trachée, des bronches et du poumon	0,86	0,68	1,10	0,75	0,56	1,00	1,16	0,76	1,78
Cancer de la prostate	1,11	0,67	1,84	0,92	0,46	1,87	1,71	0,88	3,31
Lymphome et myélomes multiples	0,83	0,51	1,35	0,88	0,50	1,56	0,71	0,29	1,71
Diabète sucré	4,98	3,75	6,63	5,70	4,17	7,79	2,95	1,56	5,57
Problèmes neuropsychiatriques	4,21	2,98	5,95	4,76	3,20	7,06	2,78	1,52	5,07
Troubles dus à la consommation d'alcool	13,08	9,04	18,93	15,29	10,24	22,84	7,25	3,17	16,58
Maladies cardiovasculaires	1,71	1,48	1,98	1,74	1,48	2,04	1,63	1,17	2,26
Cardiopathies ischémiques	1,66	1,43	1,92	1,73	1,46	2,04	1,45	1,05	1,99
Maladies cérébrovasculaires	1,88	1,05	3,37	1,45	0,93	2,27	3,00	0,92	9,77
Maladies respiratoires	2,39	1,58	3,60	2,94	1,87	4,60	0,91	0,43	1,91
Bronchopneumopathie chronique obstructive	1,52	0,96	2,39	1,75	1,06	2,89	0,83	0,29	2,43
Maladies de l'appareil digestif	4,00	3,01	5,33	4,80	3,49	6,60	1,87	1,12	3,13
Cirrhose du foie	4,57	3,06	6,80	5,47	3,50	8,55	2,20	1,14	4,23
Maladies génito-urinaires	6,28	3,07	12,85	x	x	x	x	x	x
Blessures	3,72	3,23	4,27	4,09	3,49	4,78	2,74	2,08	3,61
Blessures non intentionnelles	4,57	3,85	5,41	4,91	4,06	5,93	3,67	2,62	5,13
Accidents de la route	4,09	3,11	5,37	4,54	3,37	6,13	2,88	1,62	5,15
Intoxications	3,12	2,01	4,83	2,79	1,67	4,67	3,94	1,89	8,20
Chutes	2,56	1,41	4,63	2,85	1,57	5,17	1,76	0,34	9,16
Incendies	6,53	2,99	14,30	7,68	3,21	18,40	3,52	1,15	10,80
Noyades	10,45	6,00	18,18	8,85	4,69	16,69	14,59	6,19	34,41
Blessures intentionnelles	2,79	2,16	3,60	3,21	2,41	4,26	1,71	1,04	2,82
Blessures auto-infligées (suicide)	2,39	1,78	3,20	2,88	2,10	3,95	1,11	0,54	2,25
Actes de violence (homicide)	6,84	3,95	11,83	6,29	3,10	12,75	8,22	4,14	16,36
Causes mal définies	5,64	3,76	8,45	6,90	4,42	10,78	2,32	1,23	4,37
Décès liés à un facteur de risque									
Usage du tabac	1,08	0,88	1,31	1,07	0,84	1,35	1,10	0,77	1,58
Consommation d'alcool	8,51	6,57	11,01	9,50	7,12	12,69	5,87	3,59	9,59
Consommation de drogue	1,60	1,02	2,51	1,50	0,88	2,56	1,86	0,85	4,06
Cause traitable par des soins médicaux	1,43	1,09	1,87	1,42	1,05	1,92	1,43	0,81	2,54

x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*

Nota : La population de référence (années-personnes à risque) aux fins de la normalisation selon l'âge a été tirée de la distribution par âge des Autochtones (tranches d'âge de cinq ans).

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits, 1991 à 2001 • Travaux de recherche**Tableau 2**

Rapports de taux (RT) normalisés selon l'âge pour les années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans pour les Indiennes inscrites vivant à l'intérieur ou à l'extérieur d'une réserve, comparativement aux femmes non autochtones, selon la cause de décès, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	RT	Total		Dans une réserve			Hors réserve		
		Intervalle de confiance à 95 %		RT	Intervalle de confiance à 95 %		RT	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Toutes les causes	2,64	2,43	2,86	2,72	2,47	2,99	2,46	2,15	2,81
Affections transmissibles, maternelles, périnatales et nutritionnelles	4,79	3,35	6,85	3,95	2,81	5,55	6,64	3,47	12,71
Maladies infectieuses et parasitaires	4,01	2,64	6,08	3,28	2,01	5,34	5,54	2,95	10,41
VIH/SIDA	3,42	1,52	7,73	1,30	0,37	4,56	7,92	3,06	20,50
Infections respiratoires	8,19	4,43	15,14	6,55	4,00	10,73	11,92	3,69	38,45
Maladies non transmissibles	2,12	1,95	2,31	2,15	1,95	2,38	2,05	1,76	2,39
Tumeurs malignes	1,22	1,06	1,40	1,14	0,98	1,32	1,40	1,06	1,85
Cancer de l'estomac	1,58	0,83	2,97	1,40	0,69	2,88	1,87	0,58	5,96
Cancers du côlon et du rectum	1,76	1,20	2,58	1,80	1,15	2,83	1,68	0,84	3,34
Cancer du pancréas	0,73	0,40	1,32	0,86	0,44	1,69	0,44	0,13	1,52
Cancer de la trachée, des bronches et du poumon	1,00	0,77	1,30	1,10	0,81	1,49	0,76	0,45	1,30
Cancer du sein	0,85	0,64	1,13	0,79	0,55	1,13	0,97	0,62	1,53
Cancer du col de l'utérus	3,93	2,34	6,62	3,32	2,05	5,37	5,37	1,99	14,47
Cancer de l'ovaire	0,95	0,55	1,65	0,88	0,45	1,72	1,12	0,44	2,81
Lymphome et myélomes multiples	0,71	0,38	1,34	0,69	0,33	1,47	0,75	0,24	2,34
Diabète sucré	7,61	5,80	9,99	9,06	6,76	12,14	4,56	2,76	7,53
Problèmes neuropsychiatriques	3,47	2,48	4,85	2,93	1,89	4,54	4,62	2,88	7,42
Troubles dus à la consommation d'alcool	16,75	9,70	28,93	11,43	5,64	23,16	27,96	14,84	52,65
Maladies cardiovasculaires	2,66	2,27	3,13	2,89	2,38	3,52	2,19	1,71	2,81
Cardiopathies ischémiques	2,22	1,80	2,74	2,34	1,83	3,00	1,99	1,36	2,90
Maladies cérébrovasculaires	3,09	2,35	4,07	3,47	2,51	4,78	2,32	1,45	3,73
Maladies respiratoires	3,57	2,20	5,80	4,39	2,52	7,65	1,78	0,97	3,25
Bronchopneumopathie chronique obstructive	1,52	0,96	2,40	1,53	0,93	2,53	1,42	0,57	3,55
Maladies de l'appareil digestif	7,49	5,80	9,69	7,72	5,63	10,60	6,93	4,82	9,99
Cirrhose du foie	9,63	7,08	13,10	8,63	5,83	12,76	11,65	7,53	18,00
Maladies génito-urinaires	3,71	2,20	6,27	3,18	1,78	5,66	4,72	2,10	10,59
Blessures	4,54	3,70	5,57	5,18	4,07	6,59	3,10	2,31	4,17
Blessures non intentionnelles	5,27	4,09	6,81	5,72	4,22	7,76	4,27	2,99	6,09
Accidents de la route	3,95	2,78	5,61	4,52	3,01	6,77	2,70	1,56	4,66
Intoxications	14,55	8,68	24,41	16,53	9,01	30,33	10,20	4,91	21,18
Chutes	2,46	1,00	6,03	1,68	0,50	5,64	4,11	1,21	13,96
Incendies	4,30	1,40	13,21	x	x	x	x	x	x
Noyades	6,52	2,27	18,70	x	x	x	x	x	x
Blessures intentionnelles	3,73	2,58	5,39	4,86	3,26	7,24	1,24	0,65	2,39
Blessures auto-infligées (suicide)	2,79	1,75	4,44	3,71	2,26	6,10	0,76	0,30	1,94
Actes de violence (homicide)	8,61	4,50	16,45	10,80	5,32	21,92	3,75	1,46	9,65
Causes mal définies	3,90	2,47	6,15	2,99	1,85	4,85	5,88	2,75	12,58
Décès liés à un facteur de risque									
Usage du tabac	1,18	0,88	1,59	1,26	0,86	1,83	1,00	0,67	1,49
Consommation d'alcool	13,34	9,99	17,80	11,80	8,23	16,92	16,42	11,17	24,13
Consommation de drogue	6,60	4,29	10,16	7,42	4,42	12,46	4,75	2,68	8,39
Cause traitable par des soins médicaux	2,04	1,71	2,42	1,92	1,59	2,32	2,30	1,65	3,20

x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique

Nota : La population de référence (années-personnes à risque) aux fins de la normalisation selon l'âge a été tirée de la distribution par âge des Autochtones (tranches d'âge de cinq ans).

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001

aux actes de violence, aux incendies, aux accidents de la route et aux intoxications. L'ampleur de ces inégalités relatives était plus grande chez les femmes vivant dans les réserves, particulièrement par rapport aux suicides (blessures auto-infligées) et aux actes de violence.

Les rapports de taux étaient élevés dans le cas des décès liés à la consommation d'alcool chez les Indiens inscrits des deux sexes, et dans le cas des décès liés à la consommation de drogue chez les Indiennes inscrites. Toutefois, les rapports de taux n'étaient pas statistiquement élevés pour les décès liés à l'usage du tabac et modérément élevés dans le cas des décès par maladie traitable par des soins médicaux.

Inégalités absolues

Parmi les Indiens inscrits de sexe masculin, la différence de taux global, ou les « APVP excédentaires », était de 8 692 années par 100 000 années-personnes à risque (9 976 années dans les réserves; 5 293 années à l'extérieur des réserves) (tableau 3). Chez les Indiennes inscrites, les APVP excédentaires s'établissaient à 5 128 années par 100 000 années-personnes à risque (5 386 années dans les réserves; 4 561 années à l'extérieur des réserves) (tableau 4).

Plus de la moitié (57 %) des APVP excédentaires chez les Indiens inscrits de sexe masculin étaient attribuables aux blessures, suivies par les maladies non transmissibles (31 %) et les maladies transmissibles (2 %) (pourcentages non présentés). Les pourcentages étaient similaires chez les personnes vivant à l'intérieur et à l'extérieur des réserves.

Les résultats différaient parmi les Indiennes inscrites, chez qui les maladies non transmissibles représentaient la part la plus importante (53 %) des APVP excédentaires, suivies par les blessures (35 %) et les maladies transmissibles (7 %) (pourcentages non présentés). Le pourcentage d'APVP attribuable aux blessures chez les Indiennes inscrites vivant dans les réserves était de 39 %, comparativement à 23 % à l'extérieur des réserves.

Tableau 3
Différences de taux (DT) normalisés selon l'âge pour les années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans pour les Indiens inscrits vivant à l'intérieur ou à l'extérieur d'une réserve, comparativement aux hommes non autochtones, selon la cause de décès, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	Total			Dans une réserve			Hors réserve		
	DT	Intervalle de confiance à 95 %		DT	Intervalle de confiance à 95 %		DT	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Toutes les causes	8 692	7 532	9 852	9 976	8 529	11 423	5 293	3 504	7 082
Affections transmissibles, maternelles, périnatales et nutritionnelles									
Maladies infectieuses et parasitaires	-16	-208	176	-16	-260	228	-13	-272	245
VIH/SIDA	-100	-277	78	-93	-322	137	-116	-331	99
Infections respiratoires	212	104	321	244	110	378	131	-43	306
Maladies non transmissibles	2 669	2 094	3 244	3 003	2 330	3 676	1 757	660	2 854
Tumeurs malignes	-53	-330	224	-107	-406	193	98	-520	715
Cancer de l'estomac	60	-7	128	52	-24	127	83	-61	226
Cancers du côlon et du rectum	60	-93	212	-42	-100	17	321	-205	848
Cancer du pancréas	-14	-51	24	-36	-75	2	52	-42	146
Cancer de la trachée, des bronches et du poumon	-58	-146	30	-104	-196	-12	69	-139	277
Cancer de la prostate	5	-20	30	-3	-33	26	32	-19	83
Lymphome et myélomes multiples	-23	-78	32	-16	-84	52	-39	-124	45
Diabète sucré	378	252	503	446	286	605	185	9	361
Problèmes neuropsychiatriques	500	283	718	586	302	870	277	20	534
Troubles dus à la consommation d'alcool	428	271	586	507	305	709	222	12	431
Maladies cardiovasculaires	878	569	1 188	912	568	1 255	774	116	1 432
Cardiopathies ischémiques	530	333	727	589	359	819	360	-14	735
Maladies cérébrovasculaires	124	-29	277	63	-27	154	282	-216	780
Maladies respiratoires	129	40	217	180	60	299	-9	-72	54
Bronchopneumopathie chronique obstructive	26	-9	60	38	-6	82	-8	-53	37
Maladies de l'appareil digestif	549	347	752	695	423	967	160	-15	334
Cirrhose du foie	370	186	555	464	215	713	125	-24	273
Maladies génito-urinaires	184	33	335	x	x	x	x	x	x
Blessures	4 946	4 053	5 839	5 624	4 505	6 742	3 170	1 818	4 521
Blessures non intentionnelles	3 351	2 677	4 025	3 670	2 847	4 493	2 508	1 372	3 644
Accidents de la route	1 282	852	1 713	1 472	939	2 005	783	99	1 467
Intoxications	225	91	359	190	45	335	312	13	610
Chutes	87	9	165	103	15	191	42	-118	203
Incendies	199	36	362	240	21	459	90	-44	225
Noyades	476	234	719	396	148	644	685	96	1 274
Blessures intentionnelles	1 511	931	2 091	1 861	1 108	2 613	601	-114	1 316
Blessures auto-infligées (suicide)	1 069	544	1 595	1 449	762	2 137	82	-524	689
Actes de violence (homicide)	419	178	661	380	80	680	519	139	899
Causes mal définies	883	468	1 297	1 124	561	1 687	251	-25	527
Décès liés à un facteur de risque									
Usage du tabac	46	-81	173	41	-109	192	62	-174	298
Consommation d'alcool	967	706	1 228	1 095	763	1 427	627	263	991
Consommation de drogue	102	-16	221	85	-48	218	146	-98	390
Cause traitable par des soins médicaux	306	32	580	303	1	605	311	-279	902

x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*

Nota : La population de référence (années-personnes à risque) aux fins de la normalisation selon l'âge a été tirée de la distribution par âge des Autochtones (tranches d'âge de cinq ans).

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Dans le cas des Indiens inscrits (hommes), les accidents de la route et les suicides contribuaient dans une large mesure aux APVP excédentaires. Le suicide était un facteur plus important pour les personnes vivant dans les réserves, et la noyade, pour celles vivant à l'extérieur des réserves. Dans le cas des Indiennes inscrites, les accidents de la route et les intoxications contribuaient dans une large mesure aux APVP excédentaires. Les blessures intentionnelles, comme le suicide et l'homicide, rendaient compte d'une part importante des APVP excédentaires parmi les Indiennes inscrites vivant à l'intérieur des réserves, mais pas à l'extérieur des réserves.

Les maladies non transmissibles qui contribuaient de façon particulièrement importante aux APVP excédentaires chez les Indiens inscrits de sexe masculin étaient les maladies cardiovasculaires, les troubles dus à la consommation d'alcool et la cirrhose du foie. Le pourcentage d'APVP excédentaires attribuables aux maladies cardiovasculaires était plus élevé chez les Indiens inscrits vivant à l'extérieur des réserves que pour ceux vivant dans les réserves (pourcentages non présentés). Chez les Indiennes inscrites, les différences de taux étaient élevées pour les maladies cardiovasculaires, les tumeurs malignes et la cirrhose du foie. Le pourcentage d'APVP excédentaires attribuables à des tumeurs malignes était plus élevé pour celles vivant à l'extérieur des réserves que pour celles vivant dans les réserves (pourcentages non présentés).

Les décès liés à la consommation d'alcool ont été à l'origine d'environ 10 % des APVP excédentaires totales parmi les Indiens inscrits des deux sexes (pourcentages non présentés). Les pourcentages d'APVP excédentaires totales attribuables aux décès liés à la consommation de drogue et aux décès par maladie traitable par des soins médicaux étaient significativement élevés chez les Indiennes inscrites.

Facteurs socioéconomiques

L'ampleur des différences entre les Indiens inscrits et les adultes non autochtones risquant de mourir avant

Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits, 1991 à 2001 • Travaux de recherche

Tableau 4
Différences de taux (DT) normalisés selon l'âge pour les années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans pour les Indiennes inscrites vivant à l'intérieur ou à l'extérieur d'une réserve, comparativement aux femmes non autochtones, selon la cause de décès, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	Total			Dans une réserve			Hors réserve		
	DT	Intervalle de confiance à 95 %		DT	Intervalle de confiance à 95 %		DT	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Toutes les causes	5 128	4 487	5 769	5 386	4 582	6 189	4 561	3 535	5 588
Affections transmissibles, maternelles, périnatales et nutritionnelles									
Maladies infectieuses et parasitaires	348	206	490	270	160	381	517	133	901
VIH/SIDA	162	84	240	123	44	201	245	67	422
	53	-1	107	7	-28	41	151	2	301
Infections respiratoires	178	62	294	138	67	208	271	-69	610
Maladies non transmissibles	2 742	2 314	3 169	2 825	2 309	3 341	2 572	1 814	3 331
Tumeurs malignes	341	81	601	219	-41	479	613	11	1 215
Cancer de l'estomac	22	-15	59	15	-23	53	33	-49	115
Cancers du côlon et du rectum	90	12	167	95	0	189	80	-56	215
Cancer du pancréas	-14	-37	9	-7	-37	23	-29	-57	0
Cancer de la trachée, des bronches et du poumon	0	-78	77	30	-68	128	-70	-189	49
Cancer du sein	-66	-169	38	-91	-213	31	-11	-199	177
Cancer du col de l'utérus	207	72	341	163	60	267	308	-60	675
Cancer de l'ovaire	-4	-50	42	-11	-63	41	10	-80	101
Lymphome et myélomes multiples	-24	-61	14	-25	-68	19	-20	-90	50
Diabète sucré	325	245	406	397	289	504	175	69	282
Problèmes neuropsychiatriques	223	125	320	174	63	285	327	137	517
Troubles dus à la consommation d'alcool	195	115	275	129	45	213	334	161	507
Maladies cardiovasculaires	764	574	954	870	618	1 122	547	300	794
Cardiopathies ischémiques	246	155	337	270	157	383	199	49	349
Maladies cérébrovasculaires	253	155	350	298	169	428	160	29	291
Maladies respiratoires	186	67	306	246	76	416	57	-19	132
Bronchopneumopathie chronique obstructive	17	-5	40	18	-7	43	14	-29	57
Maladies de l'appareil digestif	621	452	790	643	421	865	568	335	800
Cirrhose du foie	380	262	497	336	196	475	468	256	681
Maladies génito-urinaires	72	30	115	58	16	100	99	5	194
Blessures	1 800	1 364	2 236	2 126	1 530	2 723	1 070	618	1 521
Blessures non intentionnelles	1 147	823	1 470	1 266	832	1 700	876	490	1 263
Accidents de la route	493	283	703	588	304	872	284	47	522
Intoxications	399	197	600	457	180	733	271	61	480
Chutes	17	-8	42	8	-16	32	37	-21	95
Incendies	35	-8	79	x	x	x	x	x	x
Noyades	39	-5	82	x	x	x	x	x	x
Blessures intentionnelles	604	316	891	853	445	1 261	54	-124	232
Blessures auto-infligées (suicide)	331	99	563	502	172	833	-45	-177	88
Actes de violence (homicide)	272	103	442	351	111	590	98	-20	217
Causes mal définies	238	103	373	164	53	275	402	44	759
Décès liés à un facteur de risque									
Usage du tabac	68	-62	199	96	-79	271	-1	-151	149
Consommation d'alcool	525	390	661	460	299	622	657	412	901
Consommation de drogue	530	276	783	607	258	957	354	106	602
Cause traitable par des soins médicaux	800	537	1 064	712	436	988	1 002	417	1 586

x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique

Nota : La population de référence (années-personnes à risque) aux fins de la normalisation selon l'âge a été tirée de la distribution par âge des Autochtones (tranches d'âge de cinq ans).

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

l'âge de 75 ans variait selon qu'ils résidaient ou non dans une réserve et selon les facteurs socioéconomiques (tableau 5).

Comparativement aux hommes non autochtones, les rapports de risques rajustés selon l'âge pour les Indiens inscrits de sexe masculin se situaient à 1,92 et 1,58, respectivement, dans le cas de ceux vivant dans les réserves et à l'extérieur des réserves (modèle 1). Les modèles 2 à 7 comportaient chacun une correction pour l'âge et pour un seul facteur socioéconomique. Sauf pour les modèles 6 (Indiens inscrits vivant dans les réserves) et 7, qui tenaient compte des variables du logement et des variables géographiques, respectivement, les rapports de risques étaient atténués, ce qui laisse supposer que chaque facteur avait un effet sur la disparité. Dans le modèle complet (modèle 8), qui neutralisait les effets de tous les facteurs socioéconomiques simultanément, les rapports de risques passaient à 1,41 pour les Indiens inscrits de sexe masculin vivant dans les réserves et à 1,09 pour ceux vivant à l'extérieur des réserves.

Les résultats étaient similaires pour les Indiennes inscrites : dans le modèle 1, les rapports de risques rajustés en fonction de l'âge étaient de 2,37 (dans les réserves) et de 2,27 (hors réserve), mais dans le modèle complet, les rapports de risques diminuaient pour passer à 1,92 et 1,70 respectivement.

Discussion

La présente étude fait ressortir le fardeau de décès prématuré chez les Indiens inscrits en âge de travailler. Dans d'autres études des APVP, l'effet des décès de bébés ou d'enfants avait tendance à masquer les tendances chez les adultes.

Le taux d'APVP chez les Indiens inscrits de 25 à 74 ans représentait environ deux fois et demie celui des adultes non autochtones, et était légèrement plus élevé dans le cas des Indiens inscrits vivant dans les réserves. Même s'ils ne sont pas directement comparables, les résultats concordent avec ceux de deux autres études sur les APVP chez les Indiens inscrits^{6,7}.

Tableau 5

Rapports de risques pour les décès avant l'âge de 75 ans chez les Indiens inscrits vivant à l'intérieur ou à l'extérieur d'une réserve, comparativement aux membres non autochtones de la cohorte, après correction pour tenir compte de certains facteurs démographiques, économiques, géographiques et de logement, selon le sexe, membres de la cohorte de 25 à 74 ans ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

Numéro et nom du modèle	Corrigé pour tenir compte de :	Hommes						Femmes					
		Dans une réserve			Hors réserve			Dans une réserve			Hors réserve		
		Rapport de risques	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de risques	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de risques	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de risques	Intervalle de confiance à 95 %	
	de	à		de	à		de	à		de	à		
1	Âge	1,92	1,82	2,02	1,58	1,43	1,74	2,37	2,23	2,51	2,27	2,07	2,48
2	Structure familiale	1,73	1,64	1,83	1,40	1,27	1,55	2,30	2,17	2,44	2,12	1,94	2,33
3	Scolarité	1,69	1,60	1,78	1,41	1,27	1,55	2,15	2,02	2,28	2,09	1,90	2,28
4	Revenu	1,56	1,48	1,65	1,34	1,21	1,48	2,04	1,92	2,17	1,97	1,79	2,15
5	Situation d'emploi	1,65	1,56	1,74	1,41	1,27	1,55	2,12	2,00	2,25	2,11	1,92	2,31
6	Logement												
	Âge + surpeuplement + propriété du logement + réparations majeures nécessaires	2,01	1,90	2,12	1,39	1,26	1,53	2,47	2,32	2,63	2,03	1,85	2,22
7	Géographie	1,86	1,76	1,96	1,54	1,40	1,70	2,33	2,19	2,48	2,23	2,04	2,44
8	Complet												
	Âge + structure familiale + scolarité + revenu + situation d'emploi + logement + géographie	1,41	1,34	1,49	1,09	0,99	1,21	1,92	1,80	2,05	1,70	1,55	1,87

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Le taux d'années potentielles de vie perdues (APVP) de 1 à 74 ans est plus élevé pour les Indiens inscrits que pour les non-Autochtones, les décès dus aux blessures contribuant le plus à cette disparité.
- La perte de vie prématurée est un indicateur de la santé et du bien-être global d'une population.
- Les effets des facteurs socioéconomiques sur les disparités dans les décès prématurés ne sont habituellement pas étudiés.

Ce qu'apporte l'étude

- Les taux d'APVP de 25 à 74 ans parmi les Indiens inscrits représentent généralement au moins le double de ceux pour les non-Autochtones.
- Les disparités absolues et relatives sont particulièrement élevées dans le cas des blessures.
- Les indicateurs socioéconomiques, comme le revenu, la scolarité, le logement et l'emploi, expliquent une part substantielle des décès prématurés excédentaires parmi les Indiens inscrits adultes.

Comme il a été déterminé dans d'autres travaux de recherche^{6,25,26}, les taux d'APVP pour les décès attribuables aux blessures étaient élevés chez les Indiens inscrits. En termes absolus, les blessures intentionnelles et non intentionnelles contribuaient dans une large mesure aux APVP excédentaires chez les Indiens inscrits, hommes et femmes.

Malgré cela, les résultats montrent que les maladies chroniques représentent une cause croissante de mortalité chez les Indiens inscrits, ce qui rend compte d'une transition épidémiologique entre les maladies infectieuses et les maladies non transmissibles¹⁰. Des études antérieures ont aussi montré que, dans les populations autochtones, la prévalence du diabète est élevée et continue d'augmenter²⁷, et que les maladies cardiovasculaires^{28,29}, de même que certains cancers^{8,30-33}, sont plus répandus.

Les différences entre les Indiens inscrits vivant à l'intérieur et à l'extérieur des réserves n'étaient pas importantes, même si le taux global d'APVP était légèrement supérieur chez les personnes vivant dans les réserves. Une étude menée au Manitoba a permis de déterminer que les disparités entre les Indiens inscrits et les autres résidents étaient plus grandes dans les régions du sud de la province que dans celles du nord⁷. Étant donné que la présente analyse n'a pas tenu

compte de la mobilité, les mouvements des Indiens inscrits entre les réserves et d'autres lieux ne sont pas connus. Si ces données avaient été disponibles, les différences géographiques dont il est question ici auraient pu être plus faibles ou plus importantes encore.

La présente étude a démontré que les facteurs socioéconomiques (scolarité, revenu, logement et situation à l'égard de l'activité) ont contribué de façon importante aux disparités dans les APVP entre les Autochtones et les non-Autochtones. Les résultats sont cohérents avec ceux d'autres recherches fondées sur la population qui démontrent que le statut socioéconomique contribue de façon importante aux inégalités en matière de santé, particulièrement en ce qui a trait aux maladies chroniques, à l'état de santé autoévalué et à la mortalité^{8,34}.

Limites

La présente analyse comporte plusieurs limites. L'admissibilité à la cohorte a été limitée aux personnes dénombrées au moyen du formulaire complet dans le cadre du Recensement de 1991. Du fait du suréchantillonnage des résidents des réserves indiennes et des collectivités éloignées et du Nord qu'engendre systématiquement le dénombrement à l'aide de ce questionnaire, les populations

vivant dans les réserves et dans les territoires étaient surreprésentées dans la cohorte. En revanche, environ 3,4 % de la population a été laissée de côté lors du dénombrement, y compris les résidents de 78 réserves indiennes (environ 38 000 personnes).

Par ailleurs, la cohorte comprend les participants au recensement qui ont produit une déclaration de revenu en 1990 ou en 1991. Une analyse antérieure a montré que cette cohorte a une durée de vie plus longue que l'ensemble de la population du Canada. Toutefois, cela ne devrait pas avoir trop influé sur les estimations de l'inégalité relative, puisque l'effet de la cohorte en santé devrait s'appliquer aux Indiens inscrits et aux membres non autochtones de la cohorte. En outre, en dépit de l'exclusion de celle-ci des non-déclarants, les caractéristiques socioéconomiques des personnes admissibles au couplage et de celles véritablement appariées avec le fichier des noms étaient similaires.

Les résultats s'appliquent à la population qui ne vivait pas en établissement le 4 juin 1991, et non à l'ensemble de la population. Il se

pourrait que les Indiens inscrits soient surreprésentés au sein de la population vivant en établissement.

On estime que la détermination des décès chez les membres autochtones de la cohorte est légèrement inférieure à celle pour l'ensemble de la cohorte. Par conséquent, on s'attend à un léger biais à la baisse dans les taux de mortalité obtenus pour les Indiens inscrits, tout comme la portée véritable des disparités pourrait être plus importante que ne le suggère la présente étude.

Certains suicides peuvent avoir été mal classés, par exemple en tant que décès par une autre cause, comme la noyade, l'intoxication ou d'autres blessures. Il se pourrait également que la déclaration des suicides diffère selon le secteur de compétence (c.-à-d. réserve, ville, grande ville).

Conclusion

Les taux d'APVP étaient significativement plus élevés pour les Indiens inscrits que pour les adultes non autochtones. Les maladies non transmissibles (chroniques), comme les maladies cardiovasculaires et

les cancers, ont le plus contribué aux APVP totales. Toutefois, les blessures, notamment les blessures non intentionnelles, rendent compte d'une part importante des disparités, ce qui fait ressortir l'importance des programmes de prévention des blessures. Bon nombre des disparités en matière de santé sont liées aux indicateurs du statut socioéconomique. ■

Remerciements

La présente étude a été financée par la Direction générale de la santé des Premières Nations et des Inuits de Santé Canada. L'étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 a été élaborée grâce à l'aide financière de l'Initiative sur la santé de la population canadienne de l'Institut canadien d'information sur la santé.

Références

1. M. Gracey et M. King, « Indigenous health part 1: determinants and disease patterns », *Lancet*, 374(9683), 2009, p. 65-75.
2. Conseil canadien de la santé, *L'état de santé des Premières nations, des Métis et des Inuits du Canada* : Document de travail joint à *Renouvellement des soins de santé au Canada : Accélérer le changement*, Toronto, Conseil canadien de la santé, 2005.
3. N. Adelson, « The embodiment of inequity: health disparities in aboriginal Canada », *Canadian Journal of Public Health*, 96 (Suppl 2), 2005, p. S45-S61.
4. Affaires indiennes et du Nord Canada, *Données ministérielles de base 2004* (Catalogue R12-7/2004F) Ottawa, ministre des Affaires indiennes et du Nord canadien, 2005.
5. J.M. Last, *A Dictionary of Epidemiology, Third Edition*, New York, Oxford University Press, 1995.
6. British Columbia Provincial Health Officer, *Pathways to Health and Healing—2nd Report on the Health and Well-being of Aboriginal People in British Columbia*, Provincial Health Officer's Annual Report 2007, Victoria, British Columbia, Ministry of Healthy Living and Sport, 2009.
7. P. Martens, D. Sanderson et L.S. Jebamani, « Mortality comparisons of First Nations to all other Manitobans: A provincial population-based look at health inequalities by region and gender », *Canadian Journal of Public Health*, 96 (Suppl 1), 2005, p. S33-S38.
8. M. Tjepkema, R. Wilkins, S. Sénécal *et al.*, « La mortalité chez les Métis et les Indiens inscrits adultes au Canada : étude de suivi sur 11 ans », *Rapports sur la santé*, 20(4), 2009, p. 33-55.
9. J.B. Waldram, D.A. Herring et T.K. Young, *Aboriginal Health in Canada: Historical, Cultural, and Epidemiological Perspectives, Second Edition*, Toronto, University of Toronto Press, 2006.
10. J. Reading, *Les déterminants sociaux de la santé chez les Autochtones : approche fondée sur le parcours de vie*, [rapport présenté au Sous-comité sénatorial sur la santé de la population], Ottawa, 2009.
11. Statistique Canada, *Peuples autochtones du Canada en 2006 : Inuits, Métis et Premières nations, Recensement de 2006* (n° 97-558-XIF au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2008.
12. B.G. Link et J. Phelan, « Social conditions as fundamental causes of disease », *Journal of Health and Social Behavior*, 35, 1995, p. 80-94.
13. C. Loppie et F. Wien, *Health Inequalities and Social Determinants of Aboriginal Peoples' Health*, Prince George, British Columbia, National Collaborating Centre for Aboriginal Health, 2009.
14. R. Wilkins, M. Tjepkema, C. Mustard et R. Choinière, « Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, 19(3), 2008, p. 27-48.
15. M.E. Fair, « Generalized Record Linkage System – Statistics Canada's record linkage software », *Austrian Journal of Statistics*, 33(1 & 2), 2004, p. 37-53.
16. Statistique Canada, *Enquête auprès des peuples autochtones de 1991 : Fichier de microdonnées des adultes — Guide de l'utilisateur*, Ottawa, Statistique Canada, 1995.
17. Statistique Canada, *Couverture, coll. Rapports techniques du recensement de 1991. Série des produits de référence* (n° 92-341 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994.
18. Agence du revenu du Canada, *Renseignements pour les Indiens*, disponible à l'adresse <http://www.cra-arc.gc.ca/brgnls/stts-fra.html#heading1> (consulté le 26 janvier 2009).
19. M. Spiegelman, *Introduction to Demography, Revised Edition*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press, 1968.
20. Organisation mondiale de la Santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès, neuvième révision*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1977.
21. Organisation mondiale de la Santé, *Classification internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, dixième révision*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1992.
22. Organisation mondiale de la Santé, *The Global Burden of Disease 2004 Update*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2008.
23. J.P. Mackenbach, I. Stirbu, A.J. Roskam *et al.*, « Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries », *New England Journal of Medicine*, 358(23), 2008, p. 2468-2481.
24. Office of National Statistics, « Deaths related to drug poisoning: England and Wales, 1999-2003 », *Health Statistics Quarterly*, Spring (25), 2005, p. 52-59.
25. Y.E. Allard, R. Wilkins et J.-M. Berthelot, « Mortalité prématurée dans les régions sociosanitaires à forte population autochtone », *Rapports sur la santé*, 15(1), 2004, p. 51-60.
26. Santé Canada, *Les lésions traumatiques accidentelles et intentionnelles chez les Autochtones du Canada, 1990-1999* (No de catalogue H35-4/8-1999), Ottawa, ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 2001.
27. R. Dyck, N. Osgood, T.H. Lin *et al.*, « Epidemiology of diabetes mellitus among First Nations and non-First Nations adults », *Canadian Medical Association Journal*, 182(3), 2010, p. 249-256.
28. B.R. Shah, J.E. Hux et B. Zinman, « Increasing rates of ischemic heart disease in the native population of Ontario, Canada », *Archives of Internal Medicine*, 160(12), 2000, p. 1862-1866.
29. Canadian Heart Health Strategy and Action Plan, *Building a Heart Healthy Canada*, Ottawa, Canadian Heart Health Strategy and Action Plan, 2009.
30. L.D. Marrett et M. Chaudhry, « Cancer incidence and mortality in Ontario First Nations, 1968-1991 (Canada) », *Cancer Causes Control*, 14(3), 2003, p. 259-268.
31. P.R. Band, R.P. Gallagher, W.J. Threlfall *et al.*, « Rate of death from cervical cancer among native Indian women in British Columbia », *Canadian Medical Association Journal*, 147(12), 1992, p. 1802-1804.
32. T.K. Young, E. Kliever, J. Blanchard et T. Mayer, « Monitoring disease burden and preventive behavior with data linkage: cervical cancer among aboriginal people in Manitoba, Canada », *American Journal of Public Health*, 90(9), 2000, p. 1466-1468.
33. M.C. Mahoney et A.M. Michalek, « A meta-analysis of cancer incidence in United States and Canadian native populations », *International Journal of Epidemiology*, 20(2), 1991, p. 323-327.
34. M. Tjepkema, « La santé des Autochtones vivant hors réserve », *Rapports sur la santé*, 13(suppl), 2002, p. 81-97.

Annexe

Tableau A

Certaines caractéristiques des Indiens inscrits vivant à l'intérieur ou à l'extérieur d'une réserve comparativement aux hommes et aux femmes non autochtones, membres de la cohorte de 25 à 74 ans ne vivant pas en établissement, Canada, 1991

Caractéristiques	Hommes				Femmes			
	Indiens inscrits			Non autochtones	Indiennes inscrites			Non autochtones
	Total	Dans une réserve	Hors réserve		Total	Dans une réserve	Hors réserve	
Nombre total	24 100	17 700	6 400	1 245 100	31 500	21 500	10 000	1 230 600
Pourcentage	100	100	100	100	100	100	100	100
Groupe d'âge								
25 à 34 ans	42	42	43	28	45	45	45	30
35 à 44 ans	28	28	29	27	28	27	29	28
45 à 54 ans	16	17	16	19	15	15	15	18
55 à 64 ans	9	9	8	15	8	8	7	13
65 à 74 ans	5	5	4	11	4	4	4	11
État matrimonial								
Célibataire (jamais marié(e))	22	22	24	14	16	16	17	11
Conjoint(e) de fait	18	17	20	7	17	16	19	6
Marié(e)	51	52	48	73	52	55	45	66
Déjà marié(e)	9	9	9	7	15	13	18	16
Monoparentalité	5	5	4	2	18	17	21	8
Mode d'occupation du logement								
Logement collectif	1	0	3	1	0	0	1	1
Logement de bande	44	60	1	0	41	59	1	0
Propriétaire	34	29	46	75	32	27	43	72
Locataire	22	11	50	24	27	13	55	27
Surpeuplement	23	25	16	2	24	30	13	2
Logement ayant besoin de réparations majeures	34	39	22	7	33	39	21	7
Niveau de scolarité								
Pas de diplôme d'études secondaires	59	61	53	33	55	58	49	32
Diplôme d'études secondaires	33	32	35	38	29	27	32	36
Diplôme d'études postsecondaires	7	6	9	13	13	12	15	19
Diplôme universitaire	2	1	3	16	3	2	4	13
Situation à l'égard de l'activité								
Occupé(e)	51	48	60	76	41	38	48	63
Non occupé(e)	22	23	19	7	11	11	12	6
Inactif(ve)	27	30	20	17	48	51	41	32
Quintile de la suffisance du revenu								
1 (le plus faible)	40	41	35	13	42	43	42	17
2	25	27	22	18	25	26	22	19
3	17	17	18	21	17	17	16	21
4	12	10	15	23	11	10	13	21
5 (le plus élevé)	6	5	9	24	5	4	7	21
Région								
Atlantique	5	6	2	8	5	6	2	8
Québec	9	10	8	26	11	12	7	26
Ontario	18	17	21	37	17	15	22	37
Manitoba	20	23	12	4	17	19	13	4
Saskatchewan	12	12	11	3	13	14	11	3
Alberta	9	9	11	9	12	12	13	9
Colombie-Britannique	21	24	15	12	20	22	16	12
Territoires	6	0	21	1	6	0	17	1
Taille de la collectivité								
1 000 000 ou plus	3	1	9	31	4	1	9	33
500 000 à 999 999	4	1	12	16	5	1	14	17
100 000 à 499 999	5	3	10	15	5	3	11	16
10 000 à 99 999	12	10	18	14	12	9	19	14
Moins de 10 000	76	85	52	23	73	85	47	21
Vivant dans une réserve								
Oui	73	100	0	0	68	100	0	0
Non	27	0	100	100	32	0	100	100

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Tableau B

Distribution par âge des décès survenus de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits (les deux sexes) et chez les hommes et les femmes non autochtones, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	Nombre		Pourcentage	
	Indiens inscrits	Non-Autochtones	Indiens inscrits	Non-Autochtones
Hommes	1 842	80 251	100,0	100,0
25 à 34 ans	175	1 763	9,5	2,2
35 à 44 ans	309	5 186	16,8	6,5
45 à 54 ans	383	10 161	20,8	12,7
55 à 64 ans	460	20 686	25,0	25,8
65 à 74 ans	515	42 455	28,0	52,9
Femmes	1 592	40 958	100,0	100,0
25 à 34 ans	100	771	6,3	1,9
35 à 44 ans	284	3 223	17,8	7,9
45 à 54 ans	313	6 239	19,7	15,2
55 à 64 ans	443	10 008	27,8	24,4
65 à 74 ans	452	20 717	28,4	50,6

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits, 1991 à 2001 • Travaux de recherche

Tableau C

Membres de la cohorte, décès déterminés, taux d'APVP normalisés selon l'âge et distribution des APVP selon la cause de décès à l'âge de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits vivant à l'intérieur ou à l'extérieur d'une réserve et chez les hommes et les femmes non autochtones, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	Hommes				Femmes			
	Indiens inscrits			Non autochtones	Indiennes inscrites			Non autochtones
	Total	Dans une réserve	Hors réserve		Total	Dans une réserve	Hors réserve	
Membres de la cohorte	24 100	17 700	6 400	1 245 100	31 500	21 500	10 000	1 230 600
Décès déterminés	1 842	1 443	399	80 251	1 592	1 122	470	40 958
Taux d'APVP*	14 676	15 960	11 277	5 984	8 261	8 519	7 695	3 134
	----- Pourcentage -----							
Taux d'APVP selon la cause de décès	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Affections transmissibles, maternelles, périnatales et nutritionnelles	4,6	4,4	5,7	4,9	5,5	5,1	6,5	2,4
Maladies infectieuses et parasitaires	2,6	2,2	4,0	4,0	3,0	2,5	4,0	1,3
VIH/SIDA	1,4	1,1	2,3	3,1	0,9	0,4	2,2	0,3
Infections respiratoires	2,1	2,2	1,7	0,9	2,3	2,3	2,2	0,9
Maladies non transmissibles	52,5	52,4	52,8	76,6	69,4	69,6	68,8	86,3
Tumeurs malignes	13,3	12,3	16,8	34,7	25,0	24,2	26,8	53,8
Cancer de l'estomac	1,0	0,9	1,5	1,4	0,9	0,8	1,0	1,3
Cancers du côlon et du rectum	1,3	1,0	2,6	3,5	2,8	2,8	2,7	4,4
Cancer du pancréas	0,6	0,4	1,6	1,8	0,6	0,7	0,3	2,1
Cancer de la trachée, des bronches et du poumon	3,6	3,1	5,7	10,9	4,3	4,7	3,4	11,7
Cancer du sein	x	x	x	x	4,9	4,4	6,0	13,8
Cancer du col de l'utérus	x	x	x	x	3,0	3,0	2,8	1,6
Cancer de l'ovaire	x	x	x	x	1,2	1,1	1,5	3,2
Cancer de la prostate	0,5	0,4	1,0	1,5	x	x	x	x
Lymphome et myélomes multiples	1,1	1,1	1,2	2,5	0,8	0,8	0,9	2,7
Diabète sucré	4,3	4,6	3,2	2,1	5,6	6,6	3,4	1,8
Problèmes neuropsychiatriques	4,7	4,8	4,5	2,7	4,2	3,4	6,1	2,8
Troubles dus à la consommation d'alcool	3,5	3,7	2,5	0,7	2,8	1,8	5,0	0,4
Maladies cardiovasculaires	18,8	18,3	20,4	28,0	13,9	17,8	15,2	18,1
Cardiopathies ischémiques	12,6	12,5	12,9	19,1	6,7	7,0	6,1	8,9
Maladies cérébrovasculaires	2,0	1,8	2,7	3,1	5,2	5,6	4,3	4,3
Maladies respiratoires	2,0	2,3	1,0	2,5	3,2	3,7	2,0	2,8
Bronchopneumopathie chronique obstructive	0,8	0,9	0,5	1,7	0,8	0,8	0,7	1,7
Maladies de l'appareil digestif	6,1	6,6	4,1	3,8	9,2	9,0	9,7	3,4
Cirrhose du foie	3,6	3,9	2,7	2,2	5,5	4,7	7,3	1,5
Maladies génito-urinaires	1,5	x	x	0,8	1,5	1,3	1,9	0,8
Blessures	37,8	38,0	37,2	16,2	21,4	22,2	19,6	9,4
Blessures non intentionnelles	25,8	25,9	25,6	8,2	13,9	13,8	14,1	5,0
Accidents de la route	9,9	10,3	8,3	3,4	6,7	7,1	5,7	2,7
Intoxications	2,5	2,1	3,7	1,0	3,7	3,8	3,4	0,7
Chutes	1,2	1,3	0,7	0,7	0,4	0,3	0,7	0,4
Incendies	1,4	1,4	1,4	0,3	0,5	x	x	0,2
Noyades	3,0	2,6	4,8	0,4	0,5	x	x	0,2
Blessures intentionnelles	11,1	11,2	10,8	7,5	6,6	8,0	3,7	4,1
Blessures auto-infligées (suicide)	8,3	8,9	6,0	7,0	4,0	5,0	1,8	3,6
Actes de violence (homicide)	2,7	2,1	4,8	0,6	2,6	3,0	1,9	0,5
Causes mal définies	5,1	5,2	4,4	2,3	3,7	3,1	5,1	1,8
Décès liés à un facteur de risque								
Usage du tabac	6,3	5,9	7,8	15,4	6,0	6,1	5,7	14,9
Consommation d'alcool	8,2	8,4	7,4	2,5	7,4	6,2	10,2	1,4
Consommation de drogue	2,1	1,9	3,0	1,6	5,1	4,9	5,4	2,1
Cause traitable par des soins médicaux	7,7	7,4	8,8	10,0	19,8	19,4	20,9	23,9

* pour 100 000 années-personnes à risque, normalisés selon l'âge en fonction de la distribution par âge des Autochtones (tranches d'âge de cinq ans)

x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

**PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À**

www.statcan.gc.ca

Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Métis et les Indiens non inscrits, 1991 à 2001

par Michael Tjepkema, Russell Wilkins, Sacha Senécal, Éric Guimond et Christopher Penney

Résumé

Contexte

Comparativement aux autres Canadiens, les Autochtones assument un fardeau lié à la maladie disproportionné. Toutefois, il existe peu de données sur la mortalité chez les Métis et les Indiens non inscrits.

Méthodes

La présente étude permet de calculer les années potentielles de vie perdues avant l'âge de 75 ans (APVP) chez les personnes de 25 à 74 ans, pour la mortalité toutes causes confondues et la mortalité par cause, et examine l'effet des facteurs socioéconomiques sur la mortalité prématurée. On a calculé les taux d'APVP par âge et normalisés selon l'âge pour 11 600 Métis, 5 400 Indiens non inscrits et 2 475 700 adultes non autochtones sur la base du nombre d'années-personnes à risque jusqu'à l'âge de 75 ans.

Résultats

Les Métis et les Indiens non inscrits risquaient environ deux fois plus de mourir avant l'âge de 75 ans que les adultes non autochtones. Même si le pourcentage d'APVP le plus important était attribuable aux maladies non transmissibles, comme les maladies cardiovasculaires et le cancer, les inégalités relatives et absolues étaient les plus importantes pour les blessures. Les facteurs socioéconomiques, comme le revenu, la scolarité et l'emploi, expliquent une part substantielle des disparités de mortalité prématurée.

Interprétation

Les résultats font ressortir les pertes d'années potentielles de vie attribuables aux maladies chroniques, ainsi que l'importance possible des programmes de prévention des blessures à l'intention des Métis et des Indiens non inscrits.

Mots-clés

Autochtone, cause de décès, taux de mortalité, Premières nations, espérance de vie, longévité, mortalité.

Auteurs

Michael Tjepkema (1-613-951-3896; michael.tjepkema@statcan.gc.ca) et Russell Wilkins (1-613-951-5305; russell.wilkins@statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Sacha Senécal, Éric Guimond et Christopher Penney travaillent à la Direction de la recherche stratégique et de l'analyse d'Affaires indiennes et du Nord Canada, Gatineau (Québec).

Par suite d'un ensemble complexe de circonstances sociales, économiques et environnementales¹, les Autochtones assument un fardeau lié à la maladie disproportionné comparativement aux autres Canadiens^{2,3}. L'espérance de vie, l'indicateur le plus fondamental de la santé, est considérablement plus courte pour les Indiens inscrits (Premières nations inscrites en vertu de la *Loi sur les Indiens* du Canada)^{4,5} et pour les personnes vivant dans les régions peuplées par les Inuits au Canada (dont 80 % sont des Inuits)⁶. Toutefois, des défis méthodologiques limitent les données qui sont disponibles sur la mortalité chez les Métis et les Indiens non inscrits¹. En fait, par rapport à la taille de leur population, ces deux groupes autochtones sont sous-représentés dans la recherche sur la santé en général^{7,8}.

Les données sur la mortalité chez les Métis et les Indiens non inscrits sont difficiles à produire. Les enregistrements de décès ne comportent pas systématiquement de données sur l'ascendance, l'identité ou le statut autochtones. En outre, comme la plupart des Métis et des Indiens non inscrits ne vivent pas dans des régions où ils constituent un pourcentage élevé de la population totale, il n'est pas possible d'étudier indirectement leurs profils

de mortalité au moyen d'une approche axée sur la région^{6,9}. Toutefois, l'étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 a permis d'examiner une vaste gamme d'indicateurs de la mortalité chez les Métis¹⁰ et les Indiens non inscrits.

Les études sur la mortalité comprennent habituellement tous les âges et, par conséquent, ce sont les décès à un âge plus avancé qui y prédominent. Les

résultats de ces études ne révèlent qu'une partie de la situation, particulièrement pour les groupes autochtones, qui ont tendance à compter une proportion élevée de jeunes. Les décès prématurés (définis ici comme les décès avant l'âge de 75 ans) et les années potentielles de vie perdues (APVP) avant l'âge de 75 ans font ressortir la perte pour la société que représentent les décès prématurés¹¹. Les taux de décès prématurés et d'APVP sont élevés chez les Indiens inscrits¹²⁻¹⁴, et les blessures contribuent de façon importante à ces niveaux élevés^{13,14}, mais les APVP n'ont pas été calculées pour les Métis et les Indiens non inscrits.

Le premier objectif de la présente étude est d'examiner les APVP de 25 à 74 ans, selon la cause de décès, chez les Métis et les Indiens non inscrits, comparativement aux adultes non autochtones.

Le deuxième objectif consiste à évaluer l'influence des facteurs socioéconomiques sur les disparités dans les décès prématurés. Les Autochtones ont tendance à obtenir des résultats moins favorables que les autres Canadiens pour la plupart des mesures du statut socioéconomique^{15,16}. Contrairement aux autres études sur la mortalité, qui intègrent peu de facteurs socioéconomiques, voire aucun, l'étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement a permis d'inclure un grand nombre de ces variables.

Méthodes

Sources des données

L'étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 repose sur une cohorte couplée de façon probabiliste et constituée d'un échantillon de 15 % (n = 2 735 152) de la population de 25 ans et plus ne vivant pas en établissement, qui a été dénombrée au moyen du questionnaire complet du Recensement de 1991¹⁷. Du 4 juin 1991 au 31 décembre 2001, inclusivement, cette cohorte a fait l'objet d'un suivi de la mortalité.

Les noms des personnes ne figuraient pas dans la base de données du recensement, mais étaient nécessaires

pour le couplage avec la base de données sur la mortalité. Par conséquent, la création de la cohorte de suivi de la mortalité a nécessité deux couplages probabilistes. Tout d'abord, les participants admissibles au recensement ont été couplés à un fichier de liste nominale (de noms, tirés des données sur les déclarants fiscaux de 1990 et 1991, puis chiffrés) à partir de variables communes comme la date de naissance, le code postal et la date de naissance du conjoint (le cas échéant); 80 % des participants admissibles ont été appariés avec succès. En deuxième lieu, le fichier du recensement et le fichier de noms chiffré ont été appariés à la Base canadienne de données sur la mortalité¹⁸. À partir des décès pour 1991 (qui ont pu être déterminés de façon indépendante dans la Base canadienne de données sur la mortalité et/ou dans le fichier de noms), la détermination des décès survenus de 1991 à 2001 au sein de la cohorte dans son ensemble a été estimée à au moins 95 % chez les personnes ayant déclaré une ascendance autochtone, le statut d'Indien inscrit ou l'appartenance à une bande indienne ou à une Première nation.

Admissibilité

Les personnes dénombrées au moyen du questionnaire complet du Recensement de 1991 qui avaient atteint l'âge de 25 ans le jour du recensement étaient admissibles pour faire partie de la cohorte. Le formulaire complet, qui est habituellement distribué à un ménage sur cinq, a été administré à tous les résidents des réserves indiennes, des logements collectifs non institutionnels et de nombreuses collectivités éloignées et du Nord. Toutefois, 78 réserves indiennes, représentant environ 38 000 personnes, n'ont pas été dénombrées ou l'ont été de façon incomplète¹⁹, et ne faisaient donc pas partie de la cohorte. Par ailleurs, dans le cadre du Recensement de 1991, on a laissé de côté 3,4 % des résidents du Canada; ces personnes étaient plus susceptibles d'être jeunes et mobiles, d'avoir un faible revenu, d'avoir une ascendance autochtone²⁰, ou d'être sans abri.

Du fait de l'exclusion des personnes vivant en établissement et des non-déclarants, l'espérance de vie à 25 ans de la cohorte était d'une année de plus pour les hommes et de deux années de plus pour les femmes par rapport aux tables de survie de 1995 à 1997 pour l'ensemble du Canada. Ce biais s'applique également aux membres autochtones et non autochtones de la cohorte et ne devrait pas avoir d'effets appréciables sur les différences relatives entre les deux groupes.

Techniques d'analyse

La cohorte est divisée en dix périodes de suivi d'un an (4 juin 1991 au 3 juin 1992; 4 juin 1992 au 3 juin 1993; etc.) et une période de sept mois (4 juin 2001 au 31 décembre 2001). L'âge au début de chaque année de suivi a été transposé à l'âge de référence (au 4 juin 1991). On a calculé les décès et les années-personnes à risque séparément pour chaque période de suivi (au début de chaque année de suivi), puis on les a regroupés par tranches d'âge de cinq ans. Les décès avant l'âge de 75 ans ont été considérés comme prématurés. Le nombre d'années potentielles de vie perdues (APVP) a été calculé en multipliant le nombre de décès dans chaque tranche d'âge par le nombre moyen d'années potentielles de vie perdues pour le même groupe d'âge. Par exemple, le décès d'une personne de 25 à 29 ans aurait donné à 47,5 années potentielles de vie perdues avant l'âge de 75 ans.

Pour calculer les taux d'APVP, le nombre d'années-personnes à risque (jusqu'à l'âge de 75 ans) a été déterminé pour chaque tranche d'âge de cinq ans, et les taux ont été normalisés selon l'âge en fonction de la population autochtone. La distribution par âge des Autochtones a été fondée sur les membres de la cohorte qui avaient indiqué une ascendance autochtone, le statut d'Indien inscrit en vertu de la *Loi sur les Indiens*, ou l'appartenance à une bande indienne ou à une Première nation. Des intervalles de confiance pour les taux normalisés selon l'âge ont été produits à partir des écarts obtenus au moyen de la méthode de Spiegelman²¹.

Décès prématurés (modèles de Cox)

Pour chaque membre de la cohorte, les jours-personnes de suivi ont été calculés depuis la date de référence (4 juin 1991) jusqu'à la date de décès, d'émigration (données disponibles uniquement pour 1991), de fin de l'étude (31 décembre 2001), ou du 75^e anniversaire de la personne. Étant donné que la date de naissance exacte n'était pas disponible dans le fichier d'analyse, l'âge en années révolues (au 4 juin de chaque année de suivi) a servi à calculer l'âge au moment du décès ainsi que les années-personnes de suivi.

Des rapports de risques proportionnels de la mortalité de Cox ont servi à estimer l'effet des facteurs socioéconomiques sur la disparité dans la mortalité prématurée parmi les Métis et les Indiens non inscrits comparativement aux adultes non autochtones. Les variables incluses étaient l'âge, l'état matrimonial (marié(e)/conjoint(e) de fait, non marié(e)), la monoparentalité (oui, non), le niveau de scolarité (pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, diplôme d'études postsecondaires, diplôme universitaire), le quintile de suffisance du revenu, la situation à l'égard de l'activité (actif, inactif), le surpeuplement (plus d'une personne par pièce; oui, non); la propriété du logement (oui, non), la nécessité de réparations majeures au logement (oui, non) et la taille de la population urbaine (1 million ou plus; 500 000 à 999 999; 100 000 à 499 999; 10 000 à 99 999; moins de 10 000). Les définitions des variables sont disponibles dans un article publié antérieurement¹⁷ ou dans le dictionnaire du recensement²². Tous les modèles ont été exécutés selon le sexe. Le modèle de base (modèle 1) comportait une correction pour l'âge uniquement. Les modèles 2 à 7 neutralisaient les effets de l'âge et d'une autre variable. Le modèle complet (modèle 8) était ajusté en fonction de l'âge et de toutes les autres variables simultanément. Les différences de surmortalité excédentaire (1 moins le rapport de risques) dans la comparaison du modèle complet au modèle de base ont été interprétées en tant qu'estimations de

l'effet des variables socioéconomiques sur les disparités.

Cause de décès

Les causes de décès pour les décès survenus pendant la période d'étude avaient été codées au préalable selon la *Classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès, neuvième révision (CIM-9)*²³ de l'Organisation mondiale de la Santé pour les décès survenus de 1991 à 1999, inclusivement, et selon la *dixième révision (CIM-10)*²⁴ pour ceux survenus en 2000 ou 2001. Les décès ont aussi été regroupés selon les catégories du Global Burden of Disease, qui met l'accent sur le développement humain plutôt que sur les fonctions de l'organisme²⁵, et selon des facteurs de risque, à savoir les maladies liées à l'usage du tabac²⁶ ou à la consommation d'alcool²⁶ ou de drogue²⁷, ou les décès prématurés potentiellement traitables par des soins médicaux (p. ex. dus aux maladies cérébrovasculaires, à l'hypertension, au cancer du sein et à la pneumonie/grippe).

Définitions

Dans le cadre du Recensement de 1991, on n'a pas recueilli de données sur l'auto-identification à un groupe autochtone (Indien de l'Amérique du Nord, Métis ou Inuit). Aux fins de la présente analyse, les définitions de Métis et d'Indien non inscrit reposent sur deux questions du recensement qui portent sur l'ascendance et le statut d'Indien inscrit.

1. Pour déterminer l'ascendance, on a demandé aux participants à quel(s) groupe(s) ethnique(s) ou culturel(s) appartenaient leurs ancêtres²². À partir d'une liste de 15 groupes, y compris Indien de l'Amérique du Nord, Métis et Inuit (Esquimaux), on leur a demandé de cocher tous les cercles qui s'appliquaient.
2. Le statut d'Indien inscrit a été déterminé au moyen d'une question directe : « Cette personne est-elle un *Indien inscrit* aux termes de la *Loi sur les Indiens* du Canada? » (oui, non).

Dans la présente étude, ont été considérés comme Métis les participants qui ont déclaré une seule ascendance métisse (sans autre ascendance) ou deux ascendances autochtones ou plus, dont une ascendance métisse. Ont été considérés comme Indien non inscrit ceux qui ont déclaré une seule ascendance d'Indien de l'Amérique du Nord, mais qui n'étaient pas inscrits en vertu de la *Loi sur les Indiens*.

Résultats

Caractéristiques différentes

Les caractéristiques démographiques et socioéconomiques des Métis et des Indiens non inscrits membres de la cohorte différaient de celles des membres non autochtones (tableau A en annexe). Les Métis et les Indiens non inscrits étaient plus jeunes et moins susceptibles d'être légalement mariés, d'avoir terminé des études secondaires, d'être occupés et d'être propriétaires de leur logement. Ils étaient plus susceptibles d'appartenir aux deux quintiles inférieurs de suffisance du revenu, de vivre dans des conditions de surpeuplement, et de vivre dans un logement ayant besoin de réparations majeures. En 1991, près de sept Métis membres de la cohorte sur dix étaient des résidents du Manitoba, de la Saskatchewan ou de l'Alberta, et environ sept Indiens non inscrits membres de la cohorte sur dix étaient des résidents du Québec, de l'Ontario ou de la Colombie-Britannique.

Distribution par âge des décès

Parmi les décès des membres de la cohorte qui sont survenus au cours de la période de 1991 à 2001, 71 % des décès chez les Métis et 76 % chez les Indiens non inscrits se sont produits de 25 à 74 ans, comparativement à 48 % des décès chez les non-Autochtones (données non présentées). En outre, parmi les membres de la cohorte situés dans cette fourchette d'âge qui sont décédés, les Métis et les Indiens non inscrits avaient tendance à être plus jeunes. Par exemple, environ 70 % des Métis et des Indiens non inscrits de sexe masculin et les deux

tiers des Métisses et des Indiennes non inscrites qui sont décédés avaient moins de 65 ans, comparativement à environ la moitié chez les non-Autochtones.

Distribution des APVP chez les adultes

La distribution en pourcentage des APVP selon les diverses causes de décès différait selon l'ascendance autochtone et le sexe. Les maladies non transmissibles (chroniques) venaient au premier rang, représentant 57 % et 64 %, respectivement, des APVP totales chez les Métis et les Indiens non inscrits de sexe masculin, et 77 % et 70 %, respectivement, chez les Métisses et les Indiennes non inscrites. Néanmoins,

ces pourcentages étaient inférieurs aux chiffres correspondants pour les adultes non autochtones (tableau 1). Les maladies cardiovasculaires représentaient la sous-catégorie de maladies non transmissibles la plus importante chez les hommes (23 % pour les Métis; 26 % pour les Indiens non inscrits); dans le cas des femmes, les tumeurs malignes (cancer) représentaient la sous-catégorie la plus importante (36 % pour les Métisses et pour les Indiennes non inscrites).

Les blessures étaient à l'origine de pourcentages d'APVP beaucoup plus élevés chez les groupes autochtones que chez les adultes non autochtones. Dans le cas des hommes, les blessures représentaient

35 % et 30 %, respectivement, des APVP chez les Métis et les Indiens non inscrits, comparativement à 16 % chez les non-Autochtones. Dans le cas des femmes, les pourcentages correspondants étaient de 15 %, 23 % et 9 %, respectivement.

Taux d'APVP

Les taux d'APVP normalisés selon l'âge étaient beaucoup plus élevés pour les adultes autochtones que non autochtones (tableau 2). Comparativement aux adultes non autochtones, les Métis et les Indiens non inscrits membres de la cohorte avaient des ratios de taux d'APVP presque deux fois plus élevés. Chez les hommes métis, les rapports de taux étaient les plus élevés dans les groupes plus jeunes, et les plus faibles chez les 55 à 74 ans. Chez les Indiens non inscrits de sexe masculin, ils atteignaient un sommet de 45 à 54 ans et étaient les plus faibles de 65 à 74 ans. La tendance était moins évidente chez les femmes autochtones, dont les rapports de taux étaient relativement élevés chez les 65 à 74 ans.

Causes de décès

Pour obtenir un aperçu complet des tendances de la mortalité, il est nécessaire d'examiner les inégalités relatives et les inégalités absolues dans les causes de décès. Si une cause de décès est rare, l'inégalité relative peut être relativement élevée, mais ne représenter qu'un nombre négligeable de décès. Par ailleurs, une cause de décès répandue peut être à l'origine d'un nombre important de décès (et contribuer de façon significative à l'inégalité absolue), même si le risque relatif n'est que légèrement élevé. Ainsi, la mesure des inégalités relatives (rapports de taux) et des inégalités absolues (différences de taux) entre les adultes autochtones et non autochtones fait ressortir des causes particulières qui pourraient être importantes pour l'élaboration de programmes de santé publique.

Pour la plupart des causes, les rapports de taux d'APVP étaient élevés chez les Métis et les Indiens non inscrits. Chez les

Tableau 1
Distribution des années potentielles de vie perdues (APVP) selon la cause de décès de 25 à 74 ans chez les Métis, les Indiens non inscrits et les non-Autochtones, hommes et femmes, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	Hommes			Femmes		
	Métis	Indiens non inscrits	Non autochtones	Métisses inscrites	Indiennes non inscrites	Non autochtones
Membres de la cohorte	5 600	2 600	1 245 100	6 000	2 800	1 230 600
Décès déterminés	374	190	80 251	260	134	40 958
Taux d'APVP*	12 025	11 480	5 984	6 139	8 844	3 134
	----- Pourcentage -----					
Toutes les causes	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Affections transmissibles, maternelles, périnatales et nutritionnelles	5,8	5,3	4,9	4,9	4,6	2,4
Maladies non transmissibles	56,7	63,5	76,6	77,2	70,3	86,3
Tumeurs malignes	18,3	19,2	34,7	35,9	36,0	53,8
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	6,7	9,8	10,9	6,6	6,8	11,7
Cancer du sein	x	x	x	6,2	10,9	13,8
Troubles neuropsychiatriques	5,0	5,8	2,7	8,0	1,8	2,8
Maladies cardiovasculaires	23,0	25,5	28,0	15,9	19,6	18,1
Cardiopathie ischémique	16,3	20,8	19,1	7,8	6,4	8,9
Maladies de l'appareil digestif	4,5	6,3	3,8	6,7	10,1	3,4
Cirrhose du foie	2,1	4,7	2,2	4,6	8,9	1,5
Blessures	34,5	29,5	16,2	15,3	22,5	9,4
Blessures non intentionnelles	22,4	19,7	8,2	11,6	16,1	5,0
Accidents de la route	9,1	9,2	3,4	5,0	3,0	2,7
Intoxications	3,1	2,3	1,0	4,5	7,8	0,7
Blessures intentionnelles	10,7	7,9	7,5	3,7	6,3	4,1
Blessures auto-infligées (suicide)	8,7	x	7,0	x	x	3,6
Causes mal définies	2,9	1,7	2,3	2,5	2,6	1,8

* pour 100 000 années-personnes à risque, normalisés selon l'âge en fonction de la distribution par âge des Autochtones (tranches de cinq ans)

x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Tableau 2

Décès, taux d'années potentielles de vie perdues (TAPVP)* et rapports de taux (RT) pour les Métis et les Indiens non inscrits, hommes et femmes, comparativement aux hommes et aux femmes non autochtones, selon le groupe d'âge, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

Sexe / Âge	Métis						Indiens non inscrits						Non-Autochtones					
	Nombre de décès	TAPVP	Intervalle de confiance à 95 %		RT	Intervalle de confiance à 95 %	Nombre de décès	TAPVP	Intervalle de confiance à 95 %		RT	Intervalle de confiance à 95 %	Nombre de décès	TAPVP	Intervalle de confiance à 95 %			
			de	à					de	à					de	à	de	à
Hommes	374	12 025	9 879	14 635	2,01	1,65	2,45	190	11 480	9 047	14 569	1,92	1,51	2,44	80 251	5 984	5 871	6 099
25 à 34 ans	25	9 160	6 188	13 558	2,21	1,49	3,28	10	7 570	4 072	14 070	1,82	0,98	3,4	1 763	4 149	3 960	4 347
35 à 44 ans	58	10 251	7 923	13 263	2,13	1,64	2,76	25	8 624	5 824	12 770	1,79	1,21	2,65	5 186	4 821	4 691	4 954
45 à 54 ans	81	15 251	12 261	18 968	1,84	1,48	2,29	50	20 906	15 842	27 589	2,52	1,91	3,33	10 161	8 291	8 131	8 455
55 à 64 ans	101	18 401	15 118	22 397	1,27	1,04	1,55	54	28 197	21 576	36 851	1,95	1,49	2,54	20 686	14 489	14 291	14 689
65 à 74 ans	109	17 844	14 598	21 812	1,39	1,13	1,69	51	16 297	12 037	22 066	1,27	0,93	1,71	42 455	12 876	12 740	13 014
Femmes	260	6 139	5 000	7 537	1,96	1,59	2,41	134	8 844	6 456	12 115	2,82	2,06	3,87	40 958	3 134	3 062	3 207
25 à 34 ans	9	2 716	1 412	5 223	1,60	0,83	3,1	10	6 601	3 550	12 274	3,90	2,09	7,28	771	1 694	1 578	1 818
35 à 44 ans	46	6 743	5 049	9 005	2,37	1,77	3,18	25	7 729	5 219	11 444	2,72	1,83	4,03	3 223	2 842	2 745	2 942
45 à 54 ans	47	8 874	6 662	11 822	1,71	1,28	2,28	24	9 883	6 618	14 760	1,91	1,28	2,85	6 239	5 182	5 054	5 313
55 à 64 ans	66	14 707	11 529	18 761	1,86	1,46	2,38	28	13 851	9 531	20 129	1,76	1,21	2,55	10 008	7 887	7 732	8 045
65 à 74 ans	92	12 259	9 736	15 436	1,93	1,54	2,44	47	16 286	11 893	22 302	2,57	1,88	3,52	20 717	6 337	6 240	6 435

* pour 100 000 années-personnes à risque

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

hommes, les Métis avaient des rapports de taux particulièrement élevés pour les cardiopathies rhumatismales, les cardiopathies hypertensives, les blessures non intentionnelles et les actes de violence (tableau 3); les Indiens non inscrits affichaient des rapports de taux élevés pour les troubles neuropsychiatriques, y compris les troubles liés à la consommation d'alcool, les maladies de l'appareil digestif, comme la cirrhose du foie, et les accidents de la route.

Les rapports de taux d'APVP chez les Métisses et les Indiennes non inscrites étaient élevés pour presque toutes les causes. Parmi les Métisses, les rapports de taux étaient particulièrement élevés dans le cas des infections respiratoires, de la leucémie, des troubles liés à la consommation d'alcool, des cardiopathies hypertensives, de la bronchopneumopathie chronique obstructive, de la cirrhose du foie et des blessures non intentionnelles, notamment les intoxications (tableau 4). Chez les Indiennes non inscrites, les rapports de taux étaient élevés pour les maladies transmissibles, le cancer du sein, le cancer du col de l'utérus, les maladies cérébrovasculaires, la cirrhose du foie

et les blessures non intentionnelles, particulièrement les intoxications.

Les rapports de taux pour les maladies liées à la consommation d'alcool ou de drogue étaient plus élevés pour les Métis et les Indiens non inscrits des deux sexes que pour leurs homologues non autochtones; le rapport de taux pour les décès attribuables à des maladies traitables par des soins médicaux était élevé chez les Indiennes non inscrites. Le rapport de taux pour les maladies liées à l'usage du tabac était significativement élevé pour les hommes chez les Indiens non inscrits, mais non pour les femmes, ni pour les Métis, hommes ou femmes.

Les inégalités absolues que montrent les différences de taux servent à mesurer les APVP « excédentaires ». Chez les hommes, les APVP excédentaires pour la mortalité toutes causes confondues étaient de 6 040 pour 100 000 années-personnes à risque dans le cas des Métis et de 5 496 pour les Indiens non inscrits (tableau 3). Environ les deux tiers des APVP excédentaires chez les Métis de sexe masculin étaient attribuables aux blessures (55 % non intentionnelles, 11 % intentionnelles), et le quart, aux maladies non transmissibles, notamment

les maladies cardiovasculaires (données non présentées). Chez les Indiens non inscrits de sexe masculin, les blessures représentaient 48 % des APVP excédentaires tandis que les maladies non transmissibles en représentaient 45 %.

Les APVP excédentaires pour 100 000 années-personnes à risque s'établissaient à 3 005 chez les Métisses et à 5 710 chez les Indiennes non inscrites (tableau 4). Chez les deux groupes, plus de la moitié (57 %) des APVP excédentaires étaient attribuables aux maladies non transmissibles (données non présentées). Les blessures étaient à l'origine de 27 % et de 29 % des APVP excédentaires chez les Métisses et les Indiennes non inscrites, respectivement, et les maladies transmissibles, de 13 % et 12 %, respectivement. Les différences dans les résultats étaient plus prononcées pour les causes de décès précises; par exemple, le cancer du sein contribuait largement aux APVP excédentaires chez les Indiennes non inscrites (22 %), mais non chez les Métisses.

Facteurs socioéconomiques

Les rapports de risques de mourir avant l'âge de 75 ans, ajustés selon l'âge,

Tableau 3

Rapports de taux (RT) normalisés selon l'âge et différences de taux (DT) pour les années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Métis et les Indiens non inscrits, hommes, comparativement aux hommes non autochtones, selon la cause de décès, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	Métis						Indiens non inscrits					
	RT	Intervalle de confiance à 95 %		DT	Intervalle de confiance à 95 %		RT	Intervalle de confiance à 95 %		DT	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à		de	à
Toutes les causes	2,01	1,65	2,45	6 040	3 675	8 406	1,92	1,51	2,44	5 496	2 759	8 234
Affections transmissibles, maternelles, périnatales et nutritionnelles	1,20	0,67	2,14	90	-226	406	1,78	0,70	4,57	358	-406	1 122
Maladies infectieuses et parasitaires	1,12	0,57	2,19	48	-261	357	1,77	0,63	4,99	315	-437	1 067
VIH/SIDA	0,91	0,37	2,20	-33	-318	253	x	x	x	x	x	x
Infections respiratoires	2,00	0,93	4,33	44	-22	110	x	x	x	x	x	x
Maladies non transmissibles	1,42	1,16	1,73	1 463	461	2 466	x	x	x	x	x	x
Tumeurs malignes	1,17	0,76	1,80	262	-527	1 052	1,11	0,79	1,54	167	-411	745
Cancers de la bouche et de l'oropharynx	0,68	0,15	3,00	-16	-67	35	x	x	x	x	x	x
Cancer de l'œsophage	0,68	0,19	2,38	-15	-53	24	x	x	x	x	x	x
Cancer de l'estomac	2,80	0,72	10,84	108	-119	335	x	x	x	x	x	x
Cancers du côlon et du rectum	3,11	0,74	13,11	306	-341	953	0,72	0,23	2,30	-41	-162	81
Cancer du foie	0,98	0,30	3,15	-1	-46	44	1,41	0,28	7,20	16	-75	107
Cancer du pancréas	0,66	0,21	2,01	-27	-84	31	1,01	0,28	3,64	0	-100	101
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	1,23	0,79	1,90	95	-130	320	2,12	1,32	3,42	471	46	896
Cancer de la prostate	1,59	0,70	3,64	27	-33	86	1,30	0,50	3,42	14	-43	71
Cancer de la vessie	2,36	0,82	6,81	32	-26	90	x	x	x	x	x	x
Lymphomes et myélomes multiples	1,20	0,41	3,52	27	-147	201	x	x	x	x	x	x
Diabète sucré	1,37	0,67	2,82	35	-58	128	x	x	x	x	x	x
Troubles endocriniens	0,23	0,06	0,94	-54	-80	-27	x	x	x	x	x	x
Problèmes neuropsychiatriques	2,89	1,62	5,17	295	37	554	3,73	1,77	7,85	426	-4	855
Troubles dus à la consommation d'alcool	2,94	1,06	8,15	69	-36	174	8,15	3,18	20,90	254	-15	523
Maladies cardiovasculaires	1,48	1,16	1,89	593	146	1 039	1,98	1,41	2,78	1 213	386	2 040
Cardiopathie rhumatismale	10,20	2,98	34,89	58	-18	133	x	x	x	x	x	x
Cardiopathie hypertensive	3,74	1,03	13,61	45	-31	121	x	x	x	x	x	x
Cardiopathie ischémique	1,62	1,21	2,17	500	118	881	2,50	1,71	3,66	1 213	443	1 983
Maladies cérébrovasculaires	1,55	0,77	3,14	78	-75	232	1,92	0,74	4,97	129	-128	386
Cardiopathies inflammatoires	0,57	0,17	1,92	-26	-69	17	x	x	x	x	x	x
Maladies respiratoires	1,17	0,57	2,40	16	-62	94	2,24	0,68	7,40	115	-132	363
Bronchopneumopathie chronique obstructive	1,55	0,66	3,66	28	-39	94	x	x	x	x	x	x
Maladies de l'appareil digestif	2,05	1,15	3,65	192	-23	407	3,27	1,72	6,25	416	31	800
Cirrhose du foie	1,74	0,76	4,00	77	-73	227	4,40	2,05	9,41	353	8	698
Maladies génito-urinaires	2,35	0,80	6,85	47	-40	133	x	x	x	x	x	x
Blessures	3,26	2,32	4,59	4 124	2 111	6 137	2,48	1,48	4,15	2 686	370	5 003
Blessures non intentionnelles	4,56	2,97	7,01	3 348	1 531	5 165	2,93	1,58	5,42	1 810	123	3 498
Accidents de la route	3,12	1,66	5,85	880	75	1 685	4,11	1,62	10,44	1 290	-292	2 873
Intoxications	3,83	1,59	9,25	300	-51	652	2,36	0,63	8,77	144	-182	470
Chutes	2,39	0,79	7,26	78	-67	223	x	x	x	x	x	x
Noyades	14,80	4,24	51,68	696	-209	1 600	x	x	x	x	x	x
Blessures intentionnelles	1,81	1,03	3,18	686	-169	1 542	1,75	0,62	4,92	629	-895	2 154
Blessures auto-infligées (suicide)	1,65	0,87	3,13	502	-310	1 315	x	x	x	x	x	x
Actes de violence (homicide)	3,56	1,22	10,45	184	-84	453	x	x	x	x	x	x
Causes mal définies	2,91	0,87	9,77	363	-305	1 031	0,83	0,26	2,65	-32	-216	153
Décès liés à un facteur de risque												
Usage du tabac	1,20	0,84	1,71	118	-134	371	1,61	1,03	2,52	363	-69	794
Consommation d'alcool	4,70	2,54	8,68	476	109	843	5,39	2,89	10,07	566	138	994
Consommation de drogue	1,83	0,87	3,86	142	-87	371	2,95	1,21	7,17	331	-109	772
Cause traitable par des soins médicaux	1,29	0,82	2,02	207	-207	621	1,53	0,73	3,18	379	-426	1 184

x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Tableau 4

Rapports de taux (RT) normalisés selon l'âge et différences de taux (DT) pour les années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Métisses et les Indiennes non inscrites comparativement aux femmes non autochtones, selon la cause de décès, membres de la cohorte ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

	Métisses						Indiennes non inscrites					
	RT	Intervalle de confiance à 95 %		DT	Intervalle de confiance à 95 %		RT	Intervalle de confiance à 95 %		DT	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à		de	à
Toutes les causes	1,96	1,59	2,41	3 005	1 744	4 267	2,82	2,06	3,87	5 710	2 926	8 495
Affections transmissibles, maternelles, périnatales et nutritionnelles	5,19	1,59	16,95	384	-174	943	8,43	1,76	40,30	682	-522	1 886
Maladies infectieuses et parasitaires	1,59	0,56	4,51	32	-56	120	x	x	x	x	x	x
Infections respiratoires	13,77	2,76	68,78	316	-227	860	x	x	x	x	x	x
Maladies non transmissibles	1,70	1,43	2,03	1 722	991	2 452	2,34	1,64	3,33	3 273	1 239	5 308
Tumeurs malignes	1,27	0,97	1,65	413	-102	928	2,18	1,26	3,78	1 829	-23	3 681
Cancer de l'estomac	2,59	0,80	8,41	61	-55	176	x	x	x	x	x	x
Cancers du côlon et du rectum	1,01	0,41	2,49	1	-107	108	1,26	0,43	3,74	31	-130	193
Cancer du pancréas	0,74	0,18	3,01	-13	-67	40	x	x	x	x	x	x
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	1,12	0,69	1,81	35	-123	192	1,47	0,76	2,83	137	-145	418
Cancer du sein	0,77	0,41	1,44	-99	-305	108	3,94	1,42	10,93	1 258	-462	2 977
Cancer du col de l'utérus	2,99	1,34	6,67	140	-24	304	4,10	1,44	11,64	218	-78	514
Cancer de l'ovaire	1,64	0,67	3,98	56	-72	183	1,10	0,29	4,10	9	-118	136
Leucémie	3,95	1,25	12,49	135	-70	340	x	x	x	x	x	x
Diabète sucré	2,88	1,37	6,08	93	-11	196	1,87	0,49	7,12	43	-80	165
Problèmes neuropsychiatriques	4,98	2,73	9,07	359	96	623	1,33	0,35	5,03	30	-130	189
Troubles dus à la consommation d'alcool	16,52	6,23	43,83	192	9	375	x	x	x	x	x	x
Maladies cardiovasculaires	1,72	1,26	2,36	332	86	578	3,05	1,87	4,99	943	258	1 629
Cardiopathie hypertensive	9,12	3,24	25,67	57	-7	121	x	x	x	x	x	x
Cardiopathie ischémique	1,94	1,22	3,08	189	10	369	1,98	1,05	3,74	197	-56	450
Maladies cérébrovasculaires	1,48	0,75	2,89	58	-62	177	3,88	1,55	9,69	348	-80	776
Cardiopathies inflammatoires	1,53	0,27	8,55	10	-41	62	x	x	x	x	x	x
Maladies respiratoires	3,87	1,77	8,47	208	-7	424	0,46	0,15	1,47	-39	-79	1
Bronchopneumopathie chronique obstructive	3,71	1,65	8,33	91	-8	189	x	x	x	x	x	x
Maladies de l'appareil digestif	4,07	2,12	7,83	294	43	545	6,93	3,53	13,62	567	124	1 010
Cirrhose du foie	6,42	2,80	14,72	238	7	470	13,31	6,27	28,24	542	108	975
Maladies génito-urinaires	2,48	0,68	9,11	40	-44	124	1,05	0,27	4,07	1	-37	39
Blessures	2,59	1,36	4,93	811	-31	1 653	4,27	2,18	8,38	1 665	210	3 119
Blessures non intentionnelles	4,12	1,95	8,72	838	18	1 658	6,55	2,92	14,69	1 488	82	2 894
Accidents de la route	1,85	0,82	4,18	143	-106	391	1,60	0,37	6,86	100	-288	488
Intoxications	23,27	7,38	73,40	655	-118	1 428	19,75	8,04	48,50	552	45	1 059
Blessures intentionnelles	0,97	0,39	2,39	-8	-201	185	1,89	0,76	4,66	196	-179	570
Causes mal définies	2,07	0,66	6,54	88	-106	282	2,10	0,52	8,46	91	-149	330
Décès liés à un facteur de risque												
Usage du tabac	1,40	0,93	2,09	147	-61	356	1,90	0,97	3,72	334	-142	810
Consommation d'alcool	8,75	4,55	16,84	330	94	567	11,84	5,20	26,96	461	55	868
Consommation de drogue	8,18	2,94	22,73	679	-103	1 462	5,95	2,43	14,56	468	-29	965
Cause traitable par des soins médicaux	1,87	1,18	2,97	675	10	1 340	4,26	2,20	8,24	2 514	349	4 679

x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Tableau 5

Rapports de risques pour les décès avant l'âge de 75 ans chez les Métis et les Indiens non inscrits, hommes et femmes, comparativement aux non-Autochtones membres de la cohorte, après prise en compte de certains facteurs démographiques, économiques, géographiques et de logement, selon le sexe, membres de la cohorte de 25 à 74 ans ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 à 2001

Numéro et nom du modèle	Corrigé pour tenir compte de :	Hommes						Femmes					
		Métis			Indiens non inscrits			Métisses			Indiennes non inscrites		
		Rapport de risques	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de risques	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de risques	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de risques	Intervalle de confiance à 95 %	
	de	à	de	à	de	à	de	à	de	à	de	à	
1	Âge	1,52	1,37	1,68	1,76	1,53	2,03	1,99	1,76	2,24	2,27	1,92	2,69
2	Structure familiale	1,37	1,23	1,51	1,59	1,38	1,84	1,88	1,67	2,13	2,14	1,80	2,53
3	Scolarité	1,35	1,22	1,50	1,57	1,36	1,81	1,83	1,62	2,07	2,11	1,78	2,50
4	Revenu	1,31	1,19	1,45	1,54	1,33	1,77	1,78	1,57	2,01	2,05	1,73	2,42
5	Situation d'emploi	1,38	1,25	1,53	1,59	1,38	1,83	1,85	1,64	2,09	2,14	1,80	2,53
6	Logement	1,38	1,25	1,53	1,58	1,37	1,82	1,85	1,64	2,1	2,11	1,78	2,50
7	Géographie	1,48	1,34	1,64	1,74	1,51	2,01	1,95	1,73	2,21	2,26	1,91	2,68
8	Complet	1,11	1,00	1,23	1,28	1,11	1,48	1,57	1,39	1,78	1,83	1,54	2,16

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

se situaient à 1,52 pour les Métis et à 1,76 pour les Indiens non inscrits, comparativement aux hommes non autochtones (tableau 5, modèle 1). Toutefois, les facteurs socioéconomiques (comme la scolarité, le revenu, le logement et la situation à l'égard de l'activité) contribuaient de façon importante à la mortalité prématurée. Six autres modèles (modèles 2 à 7) ont été exécutés, chacun comportant une correction pour tenir compte de l'âge et d'une autre variable socioéconomique. Sauf pour le modèle 7, qui neutralisait les effets des variables géographiques, les rapports de risques étaient atténués comparativement au modèle 1, ce qui laisse supposer que chaque variable avait un effet sur la disparité dans la mortalité prématurée. Dans le modèle 8, qui tenait compte des effets de l'âge et de tous les facteurs socioéconomiques simultanément, chez les hommes, les rapports de risques diminuaient pour passer de 1,52 (modèle 1) à 1,11 chez les Métis, et de 1,76 (modèle 1) à 1,28 chez les Indiens non inscrits. Chez les femmes, ils passaient de 1,99 à 1,57 chez les Métisses, et de 2,27 à 1,83 chez les Indiennes non inscrites.

Discussion

Les taux d'APVP chez les Métis et les Indiens non inscrits membres de la cohorte de suivi de la mortalité selon le recensement étaient environ deux fois plus élevés que pour les membres non autochtones. Étant donné qu'il s'agit de la première étude des APVP chez les Métis et les Indiens non inscrits, il n'est pas possible d'établir des comparaisons directes avec des recherches antérieures. Toutefois, les estimations sont cohérentes avec les calculs des APVP (de 1 an à 74 ans) pour les Indiens inscrits au Manitoba¹² et en Colombie-Britannique¹³. Les rapports de taux légèrement plus faibles qui se dégagent de la présente étude pourraient refléter le fait qu'en sont exclues les personnes de moins de 25 ans, celles-ci ayant affiché les plus grandes disparités de taux d'APVP entre Autochtones et non-Autochtones²⁸. Par ailleurs, un article complémentaire portant sur les APVP chez les *Indiens inscrits* membres de la cohorte a fait état de rapports de taux plus de deux fois plus élevés chez ces derniers que chez les adultes non autochtones (voir « Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits, 1991 à 2001 » dans le présent numéro).

Les maladies cardiovasculaires, notamment les cardiopathies ischémiques, contribuaient largement aux APVP totales tant chez les Métis que chez les Indiens non inscrits et les non-Autochtones membres de la cohorte. Les inégalités relatives pour les Métis et les Indiens non inscrits (par rapport aux adultes non autochtones) étaient modérément élevées (variant de 1,5 à 3,0), mais à cause de l'incidence élevée des décès attribuables aux maladies cardiovasculaires, elles contribuaient dans une large mesure aux APVP excédentaires (environ 10 % dans le cas des Métis et des Indiens non inscrits de sexe masculin, et de 17 % à 22 % dans celui des Métisses et des Indiennes non inscrites). Ces résultats attestent de la portée croissante des maladies cardiovasculaires au sein des diverses populations autochtones^{29,30}. Elles étayaient aussi des études qui montrent la prévalence élevée des facteurs de risque de maladie cardiovasculaire, comme l'usage du tabac³¹, l'obésité³², le syndrome métabolique^{33,34}, l'hypertension et le diabète de type 2³⁵ dans certaines populations autochtones.

Le cancer contribuait lui aussi de façon significative aux APVP totales. Dans le cas des hommes, les inégalités relatives

En quoi cette étude est-elle importante?

- Il existe relativement peu de données sur la mortalité chez les Métis et les Indiens non inscrits.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les taux d'années potentielles de vie perdues sont plus élevés pour les membres des Premières nations inscrits en vertu de la *Loi sur les Indiens* (Indiens inscrits), les décès dus aux blessures contribuant le plus à cette disparité.

Ce qu'apporte l'étude

- Chez les Métis et les Indiens non inscrits, les taux d'années potentielles de vie perdues (de 25 à 74 ans) représentaient environ deux fois ceux chez les non-Autochtones.
- Les inégalités absolues et relatives étaient particulièrement élevées dans le cas des blessures.
- Des facteurs socioéconomiques, comme le revenu, la scolarité, le logement et l'emploi, expliquent une part substantielle de la mortalité prématurée excédentaire chez les Métis et les Indiens non inscrits.

parmi les Métis et les Indiens non inscrits étaient légèrement élevées, ce qui a donné lieu à des inégalités absolues quelque peu plus élevées. Dans le cas des femmes, les inégalités relatives et absolues étaient beaucoup plus élevées chez les Métisses et les Indiennes non inscrites. Comme dans d'autres recherches^{10,36-39}, les inégalités relatives et absolues variaient selon les sous-types de cancer.

Des études antérieures ont révélé que les Indiens inscrits courent un plus grand risque de mourir de blessures intentionnelles et non intentionnelles^{13,40}. Dans la présente analyse, les décès attribuables aux blessures représentaient une part importante des APVP totales

chez les Métis et les Indiens non inscrits membres de la cohorte. Les inégalités absolues et relatives étaient significativement élevées, les risques relatifs allant de 2,5 à 4,3, et les blessures rendant compte de pourcentages appréciables d'APVP excédentaires. Ces résultats montrent l'importance en santé publique de la prévention des blessures chez les adultes¹².

Comparativement aux adultes non autochtones, le taux d'APVP pour les maladies liées à la consommation d'alcool était environ cinq fois plus élevé pour les Métis et les Indiens non inscrits de sexe masculin et plus de huit fois plus élevé pour les femmes. Par ailleurs, ces taux ne comprennent pas les décès (attribuables aux blessures, par exemple) pour lesquels l'alcool peut avoir été en cause. Une étude sur les Indiens inscrits menée en Colombie-Britannique faisait également état d'un taux élevé de mortalité normalisé selon l'âge pour les décès liés à la consommation d'alcool¹³.

Le fardeau lié à la maladie et au décès qui est disproportionné chez les populations autochtones est considéré comme résultant d'une vaste gamme de déterminants sociaux qui se font sentir toute la vie durant^{16,41,42}. Les résultats de la présente analyse sont similaires à ceux d'autres études fondées sur la population, qui démontrent l'importance du statut socioéconomique en ce qui a trait aux inégalités au chapitre de la santé^{10,43}. Des facteurs comme la scolarité, le revenu, le logement et la situation à l'égard de l'activité comportaient un lien significatif avec la disparité de la mortalité prématurée chez ces populations par rapport aux adultes non autochtones. Néanmoins, ces variables n'expliquent pas toutes ces disparités, ce qui laisse supposer que des facteurs non évalués dans la présente étude y sont pour quelque chose.

Limites

Les résultats s'appliquent aux personnes de 25 ans et plus ne vivant pas en établissement qui ont participé au recensement et produit une déclaration

de revenu. Cette cohorte est plus en santé que la population canadienne dans son ensemble; ainsi, la généralisation des résultats aux populations adultes entières de Métis, d'Indiens et de non-Autochtones appelle la prudence (celles-ci comprenant des personnes vivant en établissement et des non-déclarants).

Le Recensement de 1991 ne comportait pas de questions sur l'autodéclaration de l'identité autochtone. Par conséquent, la présente étude repose sur la définition fondée sur l'ascendance. On estime que plus de 90 % des personnes définies ici comme Métis ou Indiens non inscrits s'identifieraient également comme Autochtones. Néanmoins, les changements survenus au cours des 20 dernières années⁴⁴ en ce qui a trait à l'auto-identification des Autochtones signifient qu'il faut faire preuve de prudence lorsque l'on compare ces résultats avec ceux des recensements plus récents.

On estime que la détermination des décès chez les Autochtones membres de la cohorte est légèrement inférieure que pour la cohorte prise globalement. On peut s'attendre à ce que cela entraîne un léger biais à la baisse dans les taux de mortalité calculés pour les Métis et les Indiens non inscrits, ce qui fait que la portée véritable des disparités pourrait être plus importante que ne le montre la présente étude.

En raison du faible nombre d'Indiens non inscrits et de Métis qui sont membres de la cohorte, les intervalles de confiance pour certaines causes de décès étaient larges, ce qui limite la détection des différences statistiquement significatives dans les APVP entre les Métis ou les Indiens non inscrits et les adultes non autochtones.

Conclusion

La présente étude vient ajouter aux données existantes concernant la mortalité chez les Métis et les Indiens non inscrits au Canada. Ces deux groupes autochtones avaient des taux significativement plus élevés d'années potentielles de vie perdues que les

adultes non autochtones. Comme c'était le cas chez ces derniers, les pertes les plus grandes d'années potentielles de vie chez les Métis et les Indiens non inscrits étaient attribuables aux maladies non transmissibles (chroniques), comme les cancers et les maladies cardiovasculaires. Toutefois, les blessures contribuaient dans une large mesure aux disparités de mortalité prématurée, tout comme les décès liés à la consommation

d'alcool et de drogue. Les résultats font ressortir la prévalence de la mortalité prématurée attribuable aux maladies chroniques et l'importance en santé publique des programmes de prévention des blessures et des abus d'alcool et de drogue. Les résultats concordent aussi avec ceux d'autres recherches qui indiquent le rôle significatif des facteurs socioéconomiques. ■

Financement

La présente étude a été financée par la Direction de la recherche stratégique et de l'analyse d'Affaires indiennes et du Nord Canada. L'étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 a été élaborée grâce à l'aide financière de l'Initiative sur la santé de la population canadienne de l'Institut canadien d'information sur la santé.

Références

- Institut canadien d'information sur la santé, *Améliorer la santé des Canadiens*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2004.
- M. Gracey et M. King, « Indigenous health part 1: determinants and disease patterns », *Lancet*, 374, 2009, p. 65-75.
- Conseil canadien de la santé, *L'état de santé des Premières nations, des Métis et des Inuits du Canada* : Document de travail joint à *Renouvellement des soins de santé au Canada : Accélérer le changement*, Toronto, Conseil canadien de la santé, 2005.
- N. Adelson, « The embodiment of inequity: health disparities in aboriginal Canada », *Canadian Journal of Public Health*, 96(Suppl 2), 2005, p. S45-S61.
- Affaires indiennes et du Nord Canada, *Données ministérielles de base 2004* (Catalogue R12-7/2004F), Ottawa, ministre des Affaires indiennes et du Nord Canada, 2005.
- R. Wilkins, S. Uppal, P. Finès *et al.*, « Espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits au Canada, 1989 à 2003 », *Rapports sur la santé*, 19(1), 2008, p. 7-20.
- T.K. Young, « Review of research on aboriginal populations in Canada: relevance to their health needs », *British Medical Journal*, 327(7412), 2003, p. 419-422.
- K. Wilson et T.K. Young, « An overview of Aboriginal health research in the social sciences: current trends and future directions », *International Journal of Circumpolar Health*, 67(2-3), 2008, p. 179-189.
- P. Finès, « La courbe concentration-couverture : un outil pour les études écologiques », *Rapports sur la santé*, 19(4), 2008, p. 59-64.
- M. Tjepkema, R. Wilkins, S. Senécal *et al.*, « La mortalité chez les Métis et les Indiens inscrits adultes au Canada : étude de suivi sur 11 ans », *Rapports sur la santé*, 20(4), 2009, p. 33-55.
- J.M. Last, *A Dictionary of Epidemiology, Third Edition*, New York, Oxford University Press, 1995.
- P. Martens, D. Sanderson et L.S. Jebamani, « Mortality comparisons of First Nations to all other Manitobans: A provincial population-based look at health inequalities by region and gender », *Canadian Journal of Public Health*, 96, 2005, p. S33-S38.
- British Columbia Provincial Health Officer, *Pathways to Health and Healing – 2nd Report on the Health and Well-being of Aboriginal People in British Columbia, Provincial Health Officer's Annual Report 2007*, Victoria, British Columbia, Ministry of Healthy Living and Sport, 2009.
- J.B. Waldram, D.A. Herring et T.K. Young, *Aboriginal Health in Canada: Historical, Cultural, and Epidemiological Perspectives, Second Edition*, Toronto, University of Toronto Press, 2006.
- Statistique Canada, *Peuples autochtones du Canada en 2006 : Inuits, Métis et Premières nations, Recensement de 2006* (n° 97-558-XIF au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2008.
- C. Loppie et F. Wien, *Health Inequalities and Social Determinants of Aboriginal Peoples' Health*, Prince George, British Columbia, National Collaborating Centre for Aboriginal Health, 2009.
- R. Wilkins, M. Tjepkema, C. Mustard et R. Choinière, « Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, 19(3), 2008, p. 27-48.
- M.E. Fair, « Generalized Record Linkage System – Statistics Canada's record linkage software », *Austrian Journal of Statistics*, 33(1 & 2), 2004, p. 37-53.
- Statistique Canada, *Couverture*, coll. *Rapports techniques du recensement de 1991, Série des produits de référence* (n° 92-341 au catalogue), Ottawa, ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994.
- Statistique Canada, *Enquête auprès des peuples autochtones de 1991 : Fichier de microdonnées des adultes – Guide de l'utilisateur*, Ottawa, Statistique Canada, 1995.
- M. Spiegelman, *Introduction to Demography, Revised Edition*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press, 1968.
- Statistique Canada, *Dictionnaire du Recensement de 1991*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1992.
- Organisation mondiale de la Santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès, neuvième révision*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1977.
- Organisation mondiale de la Santé, *Classification internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, dixième révision*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1992.
- World Health Organization, *Global Burden of Disease 2004 Update*, Geneva, World Health Organization, 2008.
- J.P. Mackenbach, I. Stirbu, A.J. Roskam *et al.*, « Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries », *New England Journal of Medicine*, 358, 2008, p. 2468-2481.
- Office of National Statistics, « Deaths related to drug poisoning: England and Wales, 1999-2003 », *Health Statistics Quarterly*, 2005, Spring, p. 52-59.
- Y.E. Allard, R. Wilkins et J.-M. Berthelot, « Mortalité prématurée dans les régions sociosanitaires à forte population autochtone », *Rapports sur la santé*, 15(1), 2004, p. 55-66.

29. Canadian Heart Health Strategy and Action Plan, *Building a Heart Healthy Canada*, Ottawa, Canadian Heart Health Strategy and Action Plan, 2009.
30. B.R. Shah, J.E. Hux et B. Zinman, « Increasing rates of ischemic heart disease in the native population of Ontario, Canada », *Archives of Internal Medicine*, 160(12), 2000, p. 1862-1866.
31. L.M. Lix, S. Bruce, J. Sarkar *et al.*, « Facteurs de risque et problèmes de santé chroniques chez les Autochtones et les non-Autochtones », *Rapports sur la santé*, 20(4), 2009, p. 23-32.
32. P. Katzmarzyk, « Obesity and physical activity among Aboriginal Canadians », *Obesity*, 16(1), 2008, p. 184-190.
33. R.L. Pollex, A.J.G. Hanley, B. Zinman *et al.*, « Metabolic syndrome in aboriginal Canadians: Prevalence and genetic associations », *Atherosclerosis*, 184, 2006, p. 121-129.
34. S.N. Kaler, K. Ralph-Campbell, S. Pohar *et al.*, « High rates of the metabolic syndrome in a First Nations community in western Canada: Prevalence and determinants in adults and children », *International Journal of Circumpolar Health*, 65(5), 2006, p. 389-402.
35. R. Dyck, N. Osgood, T. Hsiang *et al.*, « Epidemiology of diabetes mellitus among First Nations and non-First Nations adults », *Canadian Medical Association Journal*, 2010, doi:10.1503/cmaj.090846.
36. L.D. Marrett et M. Chaudhry, « Cancer incidence and mortality in Ontario First Nations, 1968-1991 (Canada) », *Cancer Causes Control*, 14(3), 2003, p. 259-268.
37. P.R. Band, R.P. Gallagher, W.J. Threlfall *et al.*, « Rate of death from cervical cancer among native Indian women in British Columbia », *Canadian Medical Association Journal*, 147, 1992, p. 1802-1804.
38. T.K. Young, E. Kliewer, J. Blanchard et T. Mayer, « Monitoring disease burden and preventive behavior with data linkage: cervical cancer among aboriginal people in Manitoba, Canada », *American Journal of Public Health*, 90, 2000, p. 1466-1468.
39. M.C. Mahoney et A.M. Michalek, « A meta-analysis of cancer incidence in United States and Canadian native populations », *International Journal of Epidemiology*, 20(2), 1991, p. 323-327.
40. Santé Canada, *Les lésions traumatiques accidentelles et intentionnelles chez les Autochtones du Canada, 1990-1999* (N° de catalogue H35-4/8-1999), Ottawa, Ministère des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 2001.
41. B.G. Link et J. Phelan, « Social conditions as fundamental causes of disease », *Journal of Health and Social Behavior*, 35, 1995, p. 80-94.
42. J. Reading, *Les déterminants sociaux de la santé chez les Autochtones : approche fondée sur le parcours de vie* [rapport présenté au Sous-comité sénatorial sur la santé de la population], Ottawa, 2009.
43. M. Tjepkema, « La santé des Autochtones vivant hors réserve », *Rapports sur la santé*, 13(suppl), 2002, p. 81-97.
44. E. Guimond, « Définitions floues et explosion démographique : identités mouvantes des groupes autochtones au Canada », dans Newhouse, D. et Peters, E. (éditeurs). *Des gens d'ici : les Autochtones en milieu urbain* (N° DS-3986 au catalogue), Ottawa, Projet de recherche sur les politiques, 2003, p. 45.

Annexe

Tableau A
Certaines caractéristiques des Métis, des Indiens non inscrits et des non-Autochtones, hommes et femmes, membres de la cohorte de 25 à 74 ans ne vivant pas en établissement, Canada, 1991

	Hommes			Femmes		
	Métis	Indiens non inscrits	Non autochtones	Métisses	Indiennes non inscrites	Non autochtones
Nombre total	5 600	2 600	1 245 100	6 000	2 800	1 230 600
	----- Pourcentage -----					
Pourcentage	100	100	100	100	100	100
Groupe d'âge						
25 à 34 ans	39	41	28	44	44	30
35 à 44 ans	29	30	27	29	31	28
45 à 54 ans	18	16	19	15	14	18
55 à 64 ans	11	8	15	8	8	13
65 à 74 ans	4	5	11	5	4	11
État matrimonial						
Célibataire (jamais marié(e))	20	19	14	16	16	11
Conjoint(e) de fait	20	19	7	17	17	6
Marié(e)	51	54	73	49	50	66
Déjà marié(e)	9	8	7	18	18	16
Monoparentalité	3	2	2	20	16	8
Propriété du logement	55	54	75	51	52	72
Surpeuplement	13	9	2	14	10	2
Logement ayant besoin de réparations majeures	25	20	7	25	17	7
Niveau de scolarité						
Pas de diplôme d'études secondaires	53	51	33	50	46	32
Diplôme d'études secondaires	35	39	38	31	37	36
Diplôme d'études postsecondaires	8	7	13	14	13	19
Diplôme universitaire	4	3	16	5	3	13
Quintile de suffisance du revenu						
1 (le plus faible)	29	27	13	36	33	17
2	23	23	18	22	22	19
3	20	23	21	18	19	21
4	18	17	23	15	16	21
5 (le plus élevé)	11	10	24	9	10	21
Situation à l'égard de l'activité						
Occupé(e)	62	65	76	48	52	63
Non occupé(e)	18	15	7	11	9	6
Inactif(ve)	19	20	17	42	39	32
Région						
Atlantique	2	7	8	2	7	8
Québec	8	38	26	7	40	26
Ontario	8	19	37	8	18	37
Manitoba	24	6	4	24	5	4
Saskatchewan	22	8	3	23	8	3
Alberta	22	8	9	22	7	9
Colombie-Britannique	6	11	12	5	10	12
Territoires	8	3	1	8	3	1
Taille de la collectivité						
1 000 000 ou plus	6	20	31	5	22	33
500 000 à 999 999	15	14	16	15	15	17
100 000 à 499 999	5	9	15	6	9	16
10 000 à 99 999	15	14	14	16	15	14
Moins de 10 000	59	42	23	58	39	21
Vivant dans une collectivité des Premières nations	7	7	0	8	5	0

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Activité physique chez les Premières nations hors réserve, les Métis et les Inuits

par Leanne C. Findlay

Résumé

Contexte

Dans le cadre des recherches sur l'activité physique chez les Autochtones, on a généralement adopté une approche à l'échelle de la population autochtone plutôt que d'étudier les Premières nations, les Métis et les Inuits séparément. Toutefois, les groupes diffèrent aux niveaux géographique et culturel.

Données et méthodes

On a utilisé les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 pour comparer les taux de loisirs actifs et modérément actifs (par rapport à inactifs) chez les Premières nations hors réserve, les Métis et les Inuits, par rapport aux non-Autochtones. Les facteurs associés à des loisirs actifs et modérément actifs ont été examinés au moyen de modèles de régression logistique. Un mode de vie actif ou modérément actif a été étudié en rapport avec la santé physique et mentale autoévaluée et la présence de problèmes de santé chroniques.

Résultats

Les Premières nations (membres hors réserve) et les Métis étaient significativement plus susceptibles que les non-Autochtones d'avoir un mode de vie actif. Le fait d'être un homme, être plus jeune, et avoir un niveau de scolarité plus élevé étaient associés à une probabilité plus grande de loisirs physiquement actifs. Un mode de vie actif était associé à une probabilité plus grande de santé physique et mentale excellente ou très bonne chez les Métis et chez les Autochtones globalement. Le niveau d'activité physique durant les loisirs n'était associé à aucun problème de santé chronique chez les groupes autochtones ou chez les non-Autochtones.

Interprétation

Les Autochtones ont généralement des niveaux plus élevés d'activité durant les loisirs que les non-Autochtones.

Mots-clés

Autochtones, problème de santé chronique, exercice, état de santé, activité durant les loisirs, santé mentale.

Auteur

Leanne C. Findlay (613-951-4648; leanne.findlay@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, à Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Des recherches antérieures ont démontré que les Autochtones vivant hors réserve sont peut-être plus actifs que leurs homologues non autochtones^{1,2}. Par ailleurs, selon les résultats d'une enquête menée en 2002-2003, le cinquième des membres des Premières nations vivant dans des réserves avaient au moins 30 minutes d'activité, de modérée à vigoureuse, quatre jours par semaine ou plus. Qu'il s'agisse d'Autochtones^{3,4} ou de non-Autochtones², les personnes physiquement actives sont plus susceptibles que celles qui sont moins actives de déclarer une excellente ou une très bonne santé.

Dans les études de l'activité physique chez les Autochtones, on a eu tendance à englober les Premières nations, les Métis et les Inuits, plutôt que de les considérer comme des groupes distincts, ou encore on a mis l'accent exclusivement sur les Premières nations. Toutefois, les différences géographiques et culturelles entre les groupes peuvent être liées à l'activité physique durant les loisirs. On reconnaît de plus en plus la nécessité de recherches comportant des distinctions entre les Premières nations, les Métis et les Inuits⁵.

On dispose de relativement peu de données sur les facteurs qui peuvent influencer la participation des Autochtones à l'activité physique. Dans

le cadre d'une étude menée en 2006⁶, on a trouvé des associations négatives avec l'âge et le poids corporel, et des associations positives avec la scolarité et l'état de santé autoévalué. En outre, les hommes étaient généralement plus actifs que les femmes, et les personnes bénéficiant d'un environnement social favorable étaient plus susceptibles d'être actives physiquement. Toutefois, cet examen reposait principalement sur des données américaines; on sait peu de choses au sujet des corrélats de l'activité physique chez les populations autochtones au Canada et, plus précisément, les différents groupes autochtones.

La présente étude comporte trois objectifs : 1) examiner l'activité physique durant les loisirs chez les membres des Premières nations vivant hors réserve, les Métis et les Inuits; 2) déterminer les facteurs associés à des loisirs actifs et modérément actifs (comparativement à inactifs) pour les trois groupes; et 3) examiner le rapport entre l'activité physique et la santé chez les Autochtones.

Méthodes

Source des données

On a utilisé les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005 pour examiner l'activité physique durant les loisirs des membres des Premières nations vivant hors réserve, des Métis et des Inuits de 12 ans et plus. La population cible de l'ESCC est l'ensemble de la population canadienne âgée de 12 ans et plus. Sont exclus de la base de sondage les habitants des réserves indiennes et des terres de la Couronne, les personnes vivant en institution, les membres à temps plein des Forces armées canadiennes et les habitants de certaines régions éloignées. Sa couverture est de l'ordre de 98 % dans les provinces; dans les Territoires, elle est de l'ordre de 90 % au Yukon, 97 % dans les Territoires du Nord-Ouest et 71 % au Nunavut principalement dû au fait que certaines régions éloignées sont exclues. En effet, au Nunavut, l'ESCC a pour but de recueillir des renseignements dans les dix collectivités les plus importantes : Iqaluit, Rankin Inlet, Cambridge Bay, Kugluktuk font toujours partie de l'échantillon; une collectivité parmi celles de Cape Dorset, Pangnirtung, Igloolik et Pond Inlet est retenue, ainsi qu'une autre parmi celles de Baker Lake et Arviat. Les ménages ont été sélectionnés au moyen d'un plan de sondage complexe en grappes fondé sur l'Enquête sur la population active.

On a posé la question suivante aux participants à l'ESCC : « Êtes-vous un(e) Autochtone, c'est-à-dire un(e) Indien(ne) de l'Amérique du Nord, un(e) Métis(se) ou un(e) Inuit(e)? » (Même si les participants à l'enquête

se désignaient comme « Indien(ne) de l'Amérique du Nord », on utilise le terme « Premières nations » tout au long de la présente étude). L'échantillon de 2005 comprenait 3 414 participants à l'enquête ayant indiqué appartenir à un groupe autochtone (1 522 membres des Premières nations, 1 533 Métis et 359 Inuits) et 129 494 participants à l'enquête qui n'étaient pas Autochtones. La présente analyse exclut les 39 participants à l'enquête qui ont indiqué appartenir à plus d'un groupe autochtone.

Mesures

L'activité physique durant les loisirs des participants à l'enquête a été établie à partir d'une liste d'activités courantes (tableau A en annexe). Les participants à l'enquête ont déclaré le nombre de fois qu'ils avaient participé à chaque activité au cours des trois mois précédents et la durée moyenne de la participation. La dépense quotidienne moyenne d'énergie a été calculée pour chaque activité en multipliant ces données par une estimation du coût énergétique de l'activité (kilocalories par kilogramme de poids corporel par heure, selon les lignes directrices de l'Institut canadien de la recherche sur la condition physique et le mode de vie). On a fait la somme des dépenses énergétiques, laquelle a servi à classer les participants à l'enquête dans l'une des trois catégories suivantes : actifs (3 kilocalories ou plus par kilogramme de poids corporel par jour); modérément actifs (1,5 à moins de 3 kilocalories par kilogramme par jour); et inactifs (moins de 1,5 kilocalorie par kilogramme par jour). Les personnes actives durant leurs loisirs font l'équivalent d'au moins une heure de marche par jour, et les personnes modérément actives, une demi-heure de marche par jour.

Trois indicateurs de la santé ont été pris en compte dans l'étude : *santé autoévaluée* (générale); *santé mentale autoévaluée*; et présence de *problèmes de santé chroniques* (p. ex., asthme, hypertension, arthrite) (tableau B en annexe). On a posé aux participants la question suivante : « Pour commencer, en général, diriez-vous que votre santé

[mentale] est ... ». Les options de réponse étaient les suivantes : excellente, très bonne, bonne, passable, mauvaise. Le nombre de problèmes de santé chroniques déclarés par un participant à l'enquête a été dichotomisé pour rendre compte de la présence d'un problème de santé et plus.

Plusieurs caractéristiques sociodémographiques ont été examinées comme prédicteurs de l'activité physique durant les loisirs : le sexe, l'âge, le nombre de personnes à charge de 0 à 17 ans dans le ménage (question posée aux participants de 18 ans et plus), l'état matrimonial (marié(e)/en union libre comparativement à célibataire/veuf(ve)/divorcé(e)/séparé(e)), et l'emploi (oui ou non). Les âges ont été répartis en cinq groupes : 12 à 17 ans, 18 à 34 ans, 35 à 49 ans, 50 à 64 ans et 65 ans et plus. Le revenu total annuel du ménage a été réparti en trois catégories : moins de 20 000 \$; 20 000 \$ à 39 999 \$; et 40 000 \$ et plus. La scolarité a été classée de la façon suivante : pas de diplôme d'études secondaires; diplôme d'études secondaires; études postsecondaires partielles; diplôme d'études postsecondaires.

Analyses statistiques

Des statistiques descriptives des caractéristiques sociodémographiques, des indicateurs de la santé autodéclarée et de l'activité physique durant les loisirs pour l'échantillon à l'étude ont été calculées. Afin de tenir compte du profil plus jeune de la population autochtone, les pourcentages pour tous les résultats en matière de santé et les activités physiques durant les loisirs ont été normalisés selon l'âge en fonction de la population autochtone. On a utilisé des comparaisons chi-carré pour déterminer les différences significatives entre chaque groupe autochtone et la population non autochtone (mais pas entre les groupes autochtones). On a eu recours à la régression logistique pour déterminer si les facteurs sociodémographiques étaient associés à des loisirs actifs et/ou modérément actifs, ainsi que pour examiner les associations entre le niveau d'activité durant les loisirs et

les mesures de la santé autodéclarée. Des modèles distincts ont été ajustés pour chaque groupe autochtone et pour le groupe témoin non autochtone. Du fait de l'échantillon relativement petit pour chaque groupe autochtone, on a aussi ajusté des modèles combinant les trois groupes. On a utilisé des poids d'échantillonnage dans toutes les analyses. Afin de tenir compte du plan de sondage complexe, on a appliqué une technique *bootstrap* pour l'estimation de la variance⁷.

Résultats

Plus actifs/moins en santé

Les membres des Premières nations vivant hors réserve et les Métis étaient plus susceptibles que la population non autochtone d'être physiquement actifs durant leurs loisirs : 37 % et 39 % comparativement à 30 % (tableau 1). Toutefois, le pourcentage d'Inuits qui étaient physiquement actifs (31 %) ne différait pas de façon significative du pourcentage de non-Autochtones qui l'étaient.

Chaque groupe autochtone était plus susceptible que la population non autochtone de déclarer une santé générale et une santé mentale bonne/passable/mauvaise plutôt qu'excellente/très bonne. Par ailleurs, la prévalence de problèmes de santé chroniques était plus élevée chez les membres des Premières nations vivant hors réserve (71 %) et les Métis (74 %) que chez les Canadiens non autochtones (64 %). Le taux comparativement faible de 65 % chez les Inuits peut tenir à la question de l'ESCC, laquelle visait les problèmes de santé chroniques « diagnostiqués par un professionnel de la santé ». Dans les collectivités inuites, il se peut que les personnes capables d'établir un diagnostic soient relativement peu nombreuses.

Dans une certaine mesure, ces différences au chapitre de l'activité physique et de la santé rendent compte des caractéristiques sociodémographiques. Chaque groupe autochtone avait tendance à être plus jeune et à compter

Tableau 1

Activité physique, santé et caractéristiques sociodémographiques, selon l'identité autochtone, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

Caractéristiques	Premières nations hors réserve (n = 1 522)		Métis (n = 1 533)		Inuits (n = 359)		Non-Autochtones (n = 129 494)	
	%	Moyenne e.-t.	%	Moyenne e.-t.	%	Moyenne e.-t.	%	Moyenne e.-t.
Activité physique								
Actifs	37,0*	...	38,5*	...	30,7	...	29,9	...
Modérément actifs	22,1	...	21,8	...	24,5	...	25,0	...
Inactifs	40,9	...	39,7	...	44,9	...	45,2	...
Santé								
Santé autoévaluée								
Bonne/passable/mauvaise	48,3*	...	45,8*	...	51,3*	...	36,2	...
Excellente/très bonne	51,7	...	54,2	...	48,7	...	63,8	...
Santé mentale autoévaluée								
Bonne/passable/mauvaise	32,7*	...	30,0*	...	38,2*	...	24,5	...
Excellente/très bonne	67,3	...	70,0	...	61,8	...	75,5	...
Problème de santé chronique								
Non	28,8*	...	26,1*	...	34,9	...	35,9	...
Oui	71,2	...	73,9	...	65,1	...	64,1	...
Caractéristiques sociodémographiques								
Sexe								
Hommes	51,9	...	50,6	...	56,4	...	49,3	...
Femmes	48,1	...	49,4	...	43,6	...	50,8	...
Âge								
	...	35,2* 0,6	...	36,6* 0,7	...	33,3* 1,5	...	43,0 0,0
État matrimonial								
Marié(e)/en union libre	47,0*	...	52,8*	...	44,3*	...	59,0	...
Célibataire/veuf(ve)/divorcé(e)/séparé(e)	53,1	...	47,2	...	55,7	...	41,0	...
Nombre d'enfants dans le ménage[†]								
	...	0,9* 0,1	...	0,8* 0,1	...	1,3* 0,2	...	0,6 0,0
Scolarité								
Pas de diplôme d'études secondaires	36,2*	...	36,0*	...	54,1*	...	23,7	...
Diplôme d'études secondaires	15,5	...	14,8	...	7,1 ^E	...	15,2	...
Études postsecondaires partielles	12,5	...	10,0	...	7,1 ^E	...	8,8	...
Diplôme d'études postsecondaires	35,9	...	39,3	...	31,8 ^E	...	52,4	...
Emploi								
Travaille actuellement	65,2*	...	68,4	...	60,1	...	69,2	...
Ne travaille pas	34,8	...	31,6	...	39,9	...	30,9	...
Revenu du ménage								
Moins de 20 000 \$	18,5*	...	14,5*	...	18,0 ^{EE}	...	9,4	...
20 000 \$ à 39 999 \$	25,8	...	21,2	...	23,6 ^{EE}	...	18,9	...
Plus de 40 000 \$	55,8	...	64,3	...	58,4	...	71,7	...

* distribution significativement différente de celle de la population non autochtone (p<0,05)

[†] population de 18 ans et plus

e.-t. = erreur-type

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les comparaisons chi-carré ont été normalisées selon l'âge en fonction de la population autochtone.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Tableau 2

Rapports de cotes reliant les loisirs actifs (par rapport à inactifs) et certaines caractéristiques, selon l'identité autochtone, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	Premières nations hors réserve (n = 1 522)			Métis (n = 1 533)			Inuits (n = 359)			Non-Autochtones (n = 129 494)		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de à	
Sexe												
Hommes	1,66*	1,07	2,59	1,72*	1,08	2,75	3,54	0,85	14,76	1,35*	1,28	1,42
Femmes†	1,00	1,00	1,00	1,00
Groupe d'âge												
12 à 17 ans	3,97*	1,24	12,68	3,88*	1,09	13,74	6,42	0,61	67,95	2,86*	2,50	3,27
18 à 34 ans†	1,00	1,00	1,00	1,00
35 à 49 ans	0,53*	0,30	0,92	1,01	0,55	1,85	0,23	0,03	1,73	0,72*	0,68	0,76
50 à 64 ans	0,38*	0,18	0,81	0,88	0,40	1,90	0,16	0,00	14,21	0,67*	0,63	0,72
65 ans et plus	0,40	0,15	1,09	0,71	0,21	2,41	0,26	0,00	609,41	0,72*	0,65	0,79
État matrimonial												
Marié(e)/en union libre	0,89	0,54	1,47	0,58	0,31	1,12	1,06	0,26	4,25	0,73*	0,69	0,77
Célibataire/veuf(ve)/divorcé(e)/séparé(e)†	1,00	1,00	1,00	1,00
Nombre d'enfants dans le ménage	0,96	0,78	1,18	1,20	0,92	1,57	1,17	0,68	2,01	0,96*	0,93	0,99
Scolarité												
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,00	1,00	1,00	1,00
Diplôme d'études secondaires	0,82	0,40	1,70	2,00	0,81	4,94	0,62	0,02	19,24	1,41*	1,29	1,55
Études postsecondaires partielles	2,80*	1,24	6,31	2,27	0,78	6,55	2,72	0,15	48,60	1,57*	1,40	1,76
Diplôme d'études postsecondaires	2,01*	1,13	3,59	3,82*	1,81	8,10	3,78	0,52	27,41	1,75*	1,62	1,89
Emploi												
Travaille	0,60	0,34	1,05	0,69	0,36	1,33	0,63	0,12	3,26	0,74*	0,69	0,79
Ne travaille pas†	1,00	1,00	1,00	1,00
Revenu du ménage												
Moins de 20 000 \$	0,69	0,34	1,37	0,61	0,28	1,36	1,01	0,13	7,74	0,61*	0,57	0,67
20 000 \$ à 39 999 \$	0,72	0,42	1,25	0,69	0,35	1,34	1,50	0,18	12,47	0,65*	0,61	0,69
Plus de 40 000 \$†	1,00	1,00	1,00	1,00

† catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Dans tous les modèles, l'effet de la densité de la population est neutralisé.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

un plus grand nombre d'enfants à charge dans le ménage que les Canadiens non autochtones. Les Autochtones étaient aussi plus susceptibles de vivre dans des régions rurales, d'être célibataires, de vivre dans des ménages ayant un faible revenu annuel et de ne pas avoir de diplôme d'études secondaires. Les membres des Premières nations hors réserve étaient aussi significativement moins susceptibles d'être occupés.

Loisirs actifs

Le premier ensemble de modèles a permis d'examiner les caractéristiques sociodémographiques pouvant être liées

à des loisirs actifs (par rapport à inactifs) (tableau 2). Dans le cas des membres des Premières nations hors réserve et des Métis, le sexe, la scolarité et l'âge comportaient un lien significatif avec les loisirs actifs. La cote exprimant la possibilité d'être actif était plus élevée pour les hommes que pour les femmes. Les personnes ayant un niveau de scolarité plus élevé étaient plus susceptibles d'être actives que celles qui n'avaient pas obtenu de diplôme d'études secondaires. Dans le groupe des 12 à 17 ans, la cote exprimant la possibilité d'être actif était significativement plus élevée que chez les 18 à 34 ans. La cote

exprimant la possibilité d'avoir des loisirs actifs était significativement plus faible chez les membres des Premières nations hors réserve de 35 à 64 ans. Dans le cas des Inuits, aucun facteur sociodémographique ne comportait de lien significatif avec les loisirs actifs, bien que la petite taille de l'échantillon peut avoir empêché de déceler des associations significatives.

Afin de mettre en contexte les résultats pour chaque groupe autochtone, un modèle a été ajusté pour les Canadiens non autochtones. La plupart des caractéristiques sociodémographiques incluses dans le modèle comportaient un

Tableau 3

Rapports de cotes reliant les loisirs modérément actifs (par rapport à inactifs) et certaines caractéristiques, selon l'identité autochtone, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	Premières nations hors réserve (n = 1 522)			Métis (n = 1 533)			Inuits (n = 359)			Non-Autochtones (n = 129 494)		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 % de à	
Sexe												
Hommes	1,00	0,59	1,68	1,03	0,64	1,65	1,01	0,26	3,90	1,03	0,98	1,08
Femmes†	1,00	1,00	1,00	1,00
Groupe d'âge												
12 à 17 ans	1,86	0,43	7,96	1,26	0,35	4,57	0,61	0,00	1008,97	1,73*	1,49	2,01
18 à 34 ans†	1,00	1,00	1,00	1,00
35 à 49 ans	0,63	0,34	1,20	0,78	0,44	1,39	0,47	0,10	2,28	0,90*	0,84	0,96
50 à 64 ans	0,81	0,39	1,67	0,76	0,38	1,53	1,45	0,27	7,85	0,91*	0,85	0,98
65 ans et plus	1,76	0,63	4,93	1,38	0,44	4,34	0,35	0,00	2466,37	1,08	0,98	1,18
État matrimonial												
Marié(e)/en union libre	1,11	0,63	1,96	0,82	0,45	1,49	0,83	0,24	2,86	0,92*	0,87	0,97
Célibataire/veuf(ve)/divorcé(e)/séparé(e)†	1,00	1,00	1,00	1,00
Nombre d'enfants dans le ménage	1,03	0,82	1,31	0,97	0,76	1,24	1,19	0,68	2,06	0,96*	0,93	0,99
Scolarité												
Pas de diplôme d'études secondaires†	1,00	1,00	1,00	1,00
Diplôme d'études secondaires	1,68	0,77	3,63	1,24	0,55	2,79	0,90	0,04	22,43	1,33*	1,22	1,46
Études postsecondaires partielles	1,29	0,52	3,15	0,89	0,36	2,23	1,10	0,19	6,31	1,48*	1,33	1,64
Diplôme d'études postsecondaires	1,16	0,58	2,32	2,12*	1,15	3,89	1,46	0,36	5,86	1,63*	1,51	1,75
Emploi												
Travaille	0,96	0,51	1,83	1,07	0,57	1,99	0,83	0,25	2,78	0,83*	0,77	0,88
Ne travaille pas†	1,00	1,00	1,00	1,00
Revenu du ménage												
Moins de 20 000 \$	0,48*	0,23	0,97	0,67	0,30	1,54	1,24	0,26	6,06	0,64*	0,59	0,69
20 000 \$ à 39 999 \$	0,33*	0,18	0,62	0,90	0,49	1,65	1,03	0,21	5,01	0,72*	0,68	0,77
Plus de 40 000 \$†	1,00	1,00	1,00	1,00

† catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Dans tous les modèles, l'effet de la densité de la population est neutralisé.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

lien significatif avec l'activité physique durant les loisirs. La cote exprimant la possibilité d'être actif (par rapport à inactif) était significativement plus élevée pour les non-Autochtones de sexe masculin, pour ceux dont la scolarité était supérieure à un diplôme d'études secondaires, et pour ceux qui avaient de 12 à 17 ans. La cote exprimant la possibilité d'être actif était significativement plus faible chez les personnes vivant dans des ménages ayant les revenus les plus faibles (moins de 40 000 \$), étant mariées ou vivant en union libre, comptant un nombre relativement important de jeunes personnes à charge dans leur ménage, étant occupées, et ayant 35 ans et plus.

Loisirs modérément actifs

Un moins grand nombre de caractéristiques étaient associées à des loisirs modérément actifs (par rapport à inactifs) (tableau 3). Dans le cas des Premières nations, un revenu du ménage inférieur à 40 000 \$ (plutôt que 40 000 \$ et plus) était associé à une cote plus faible exprimant la possibilité d'avoir des loisirs modérément actifs. Dans le cas des Métis, la résidence en région urbaine et le diplôme d'études postsecondaires étaient associés à une cote exprimant la possibilité d'être modérément actif plus élevée. Aucun des facteurs sociodémographiques n'a

été associé à l'activité modérée chez les Inuits. Toutefois, parmi la population non autochtone, être plus âgé, avoir un faible niveau de scolarité et un faible revenu du ménage, être occupé, et être marié comportaient une association négative avec les loisirs modérément actifs.

Activité durant les loisirs et santé autoévaluée

Afin de déterminer si les loisirs actifs ou modérément actifs étaient associés à l'état de santé, abstraction faite des caractéristiques sociodémographiques, des modèles distincts ont été ajustés pour chaque groupe autochtone, pour les trois

Tableau 4

Rapports de cotes corrigés reliant le niveau d'activité durant les loisirs et la santé générale et mentale autoévaluée, ainsi que la présence de problèmes de santé chroniques, selon l'identité autochtone, population à domicile de 12 ans et plus, Canada, 2005

	Premières nations hors réserve (n = 1 522)			Métis (n = 1 533)			Inuits (n = 359)			Les trois groupes autochtones confondus (n = 3 414)			Non-Autochtones (n = 129 494)		
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à		de	à		de	à
Santé autoévaluée															
Loisirs actifs	1,50	0,93	2,41	3,48*	2,04	5,93	2,13	0,66	6,92	2,24*	1,59	3,17	2,16*	2,04	2,29
Loisirs modérément actifs	0,93	0,56	1,52	1,55	0,93	2,56	1,34	0,36	4,97	1,22	0,88	1,70	1,52*	1,44	1,61
Loisirs inactifs†	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Santé mentale autoévaluée															
Loisirs actifs	1,55	0,98	2,46	1,74*	1,00	3,03	0,62	0,18	2,18	1,58*	1,12	2,22	1,52*	1,43	1,62
Loisirs modérément actifs	1,47	0,90	2,40	1,12	0,67	1,85	1,69	0,61	4,71	1,31	0,94	1,81	1,29*	1,21	1,36
Loisirs inactifs†	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Un problème de santé chronique ou plus															
Loisirs actifs	1,62	0,93	2,81	0,82	0,47	1,44	3,39	0,92	12,44	1,24	0,84	1,82	0,93	0,87	0,98
Loisirs modérément actifs	1,70	0,95	3,05	0,69	0,39	1,20	1,38	0,46	4,15	1,12	0,76	1,64	1,04	0,98	1,10
Loisirs inactifs†	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

† catégorie de référence

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

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Dans tous les modèles, l'effet des caractéristiques suivantes est neutralisé : l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le nombre d'enfants à charge dans le ménage, la scolarité, la situation d'emploi, le revenu du ménage et la densité de la population.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les Autochtones au Canada ont des taux relativement élevés d'obésité et de diabète.
- Les loisirs actifs sont associés à une meilleure santé.
- Peu de données sont disponibles pour les trois groupes autochtones – Premières nations hors réserve, Métis, Inuits – séparément.

Ce qu'apporte l'étude

- Les Premières nations hors réserve et les Métis sont plus actifs que les Canadiens non autochtones.
- Les caractéristiques sociodémographiques sont associées à des loisirs physiquement actifs.
- Les loisirs actifs sont associés à une meilleure santé générale et mentale autoévaluée pour les Autochtones.

groupes combinés et pour la population non autochtone.

Chez les Métis, les loisirs actifs étaient associés à la santé générale et mentale autoévaluée (tableau 4). Les estimations n'étaient pas significatives pour les Premières nations hors réserve ou les Inuits, même si les rapports de cote allaient dans le même sens. Afin de remédier aux problèmes découlant de la petite taille des échantillons, on a examiné les trois groupes ensemble. Dans ce cas, les loisirs actifs étaient associés à une meilleure santé générale et mentale autoévaluée, même une fois contrôlées les caractéristiques sociodémographiques. Dans le cas des Canadiens non autochtones, les loisirs actifs et modérément actifs étaient associés à une cote exprimant la possibilité de déclarer une santé excellente ou très bonne plus élevée.

Les loisirs actifs ou modérément actifs n'étaient pas associés à la présence d'un ou de plusieurs problèmes de santé chroniques dans les groupes autochtones

(seuls ou combinés) ou dans la population non autochtone.

Discussion

Selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005, les membres des Premières nations vivant hors réserve et les Métis étaient significativement plus actifs physiquement durant leurs loisirs que la population non autochtone. Ces résultats vont dans le sens de constatations antérieures^{1,2}, même si dans la présente analyse, aucune différence significative n'était apparente pour les Inuits.

Bon nombre des facteurs qui influencent les activités durant les loisirs dans la population en général étaient significatifs pour les populations autochtones^{2,6,8}. Être de sexe masculin, être jeune, et avoir un niveau de scolarité élevé étaient associés à des loisirs *actifs* chez les Premières nations hors réserve et les Métis. Un moins grand nombre de facteurs étaient associés aux loisirs *modérément actifs* chez les Autochtones

(peut-être en raison des petites tailles d'échantillon), en dépit de rapports significatifs pour la population non autochtone.

Comme l'ont démontré des études antérieures²⁻⁴, les personnes physiquement actives, qu'elles soient autochtones ou non, étaient plus susceptibles que les personnes moins actives de déclarer une santé générale et mentale excellente ou très bonne. Toutefois, les loisirs modérément actifs n'étaient pas associés de façon positive à la santé générale et mentale autoévaluée des Autochtones; d'autres recherches sont nécessaires pour déterminer le niveau d'activité auquel il est possible d'observer des associations.

En dépit de niveaux plus élevés d'activité physique, les Autochtones ont tendance à déclarer une santé moins bonne. Des études antérieures ont démontré une prévalence relativement élevée d'obésité^{8,9,10}, de complications liées au diabète¹¹⁻¹³ et d'autres problèmes de santé chroniques³ chez les Autochtones.

On laisse souvent entendre que les disparités en matière de santé sont davantage le fait de déterminants sociaux que biologiques¹⁴. Par exemple, l'usage du tabac, les mauvaises conditions de logement et un revenu faible peuvent avoir des répercussions négatives sur la santé¹⁵. Lorsque l'influence de plusieurs déterminants sociaux a été prise en compte, les loisirs actifs étaient associés à la santé uniquement chez les Métis.

Un rapport plus complexe entre l'activité physique et la santé peut exister pour les Autochtones. Il est possible que des facteurs non pris en compte dans la présente analyse influent sur celui-ci. Le bien-être des Autochtones peut comporter non seulement des composantes mentale et physique, mais aussi des aspects émotionnel et spirituel découlant d'une approche holistique^{16,17}. Selon Wilson et coll.¹⁸, outre des déterminants sociaux bien établis (comme le revenu et la scolarité), il se peut que les activités traditionnelles comportent une association significative avec la santé des Autochtones.

Dans la présente étude, les loisirs actifs et modérément actifs ne comportaient pas de lien significatif avec la présence de problèmes de santé chroniques. Toutefois, les données sont transversales, et il n'est pas possible de déterminer d'associations temporelles. En outre, le nombre total de problèmes de santé et la gravité des incapacités n'ont pas été pris en compte. Par contre, des recherches antérieures ont démontré des liens entre l'activité physique et certains facteurs de risque de maladie chronique. Par exemple, Katzmarzyk⁹ a trouvé une association entre l'identité autochtone et l'obésité, et entre l'activité physique et l'obésité. Il a aussi été démontré que l'activité physique comportait une association inverse avec le syndrome métabolique chez les hommes (qui, à son tour, est associé à un risque plus grand de maladie cardiovasculaire et de diabète)¹⁹. Les liens entre l'activité physique et des problèmes de santé chroniques particuliers chez les Autochtones est un sujet qui mérite d'être étudié davantage.

Points forts, limites et orientations pour l'avenir

La présente étude fournit un aperçu des niveaux d'activité durant les loisirs chez un échantillon fondé sur la population de Premières nations hors réserve, de Métis et d'Inuits. Les travaux antérieurs dans ce domaine n'ont pas mis l'accent sur les facteurs associés à l'activité physique, ou encore sur les associations entre l'activité physique et la santé de groupes autochtones particuliers.

L'étude comporte certaines limites. Du fait que les données sont transversales, il n'est pas possible de déterminer la direction des rapports entre l'activité physique et la santé dans la présente étude. Il se peut que les personnes en santé aient la possibilité d'avoir des loisirs actifs, au lieu que les loisirs actifs mènent à une meilleure santé.

On n'a pu identifier les activités particulières auxquelles avaient participé les Autochtones. Par ailleurs, il se peut que la mesure de l'activité physique propre à l'ESCC ne convienne pas aux Autochtones. Cette mesure est fondée

sur une liste prédéterminée d'activités (courantes) qui ne sont peut-être pas répandues dans les collectivités autochtones, alors que les activités correspondant au mode de vie des Autochtones n'y sont pas incluses. Par exemple, les résultats de l'Enquête régionale longitudinale sur la santé des Premières nations ont révélé que la pêche, le piégeage, la cueillette de petits fruits et la cueillette en général (qui ne figurent pas dans l'ESCC) étaient des activités physiques fréquemment citées par les Premières nations⁴. Par ailleurs, il se peut que la santé autoévaluée ne soit pas perçue de la même façon par les Autochtones, en raison d'une perspective plus holistique¹⁶, ou d'une interprétation différente des catégories de l'ESCC.

De même, les seuils de loisirs *actifs*, *modérément actifs* et *inactifs* ne sont peut-être pas appropriés pour les Autochtones. Il se peut que ces derniers ne considèrent pas certaines des activités figurant dans l'ESCC comme des activités de loisirs et, par conséquent, ne les incluent pas dans leurs loisirs²⁰. Kriska et coll.²¹ ont déterminé que l'activité au travail contribuait davantage à l'activité physique totale que les loisirs chez les Autochtones. En fait, si tel est le cas, les niveaux d'activité physique peuvent être sous-estimés dans la présente étude. D'autres recherches sont nécessaires pour déterminer si la mesure de l'activité physique dans l'ESCC est appropriée pour les Autochtones.

Même si l'on examine les Premières nations hors réserve, les Métis et les Inuits séparément dans la présente étude, l'étude des activités de loisirs de groupes encore plus petits, dont les traditions, l'histoire et la culture¹⁰ sont différentes, pourrait être justifiée. Toutefois, compte tenu des limites de la présente étude liées à la taille de l'échantillon, une telle recherche ne pourra se faire à partir de l'ESCC. En fait, la non-détection de différences significatives pour des facteurs potentiellement associés à l'activité durant les loisirs ou entre un mode de vie actif ou modérément actif et la santé est peut-être le résultat des petites tailles d'échantillon.

Conclusion

La présente étude démontre que les membres des Premières nations hors réserve et les Métis étaient plus susceptibles que les Canadiens non autochtones d'avoir un mode de vie

actif. L'analyse souligne l'importance d'examiner les trois groupes autochtones séparément, et fait ressortir la valeur de l'étude du rapport entre l'activité physique et la santé. Puisqu'on estime qu'il y avait près de 1,2 million

d'Autochtones au Canada en 2006²², d'autres recherches sont nécessaires pour cerner les facteurs qui sont liés à leur bien-être physique et mental. ■

Références

1. S.N. Bryan, M.S. Tremblay, C.E. Pérez *et al.*, « Physical activity and ethnicity: Evidence from the Canadian Community Health Survey », *Canadian Journal of Public Health*, 97(4), 2006, p. 271-276.
2. H. Gilmour, « Les Canadiens physiquement actifs », *Rapports sur la santé*, 18(3), 2007, p. 49-70 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. T. Janz, J. Seto et A. Turner, *Enquête auprès des peuples autochtones de 2006 : un aperçu de la santé de la population métisse* (Statistique Canada, n° 89-637-X – No. 004 au catalogue), Ottawa, Ministère de l'Industrie, 2009.
4. Comité sur la gouvernance de l'information des Premières Nations, *Enquête régionale longitudinale sur la santé des Premières Nations 2002/2003*, Ottawa, Assemblée des Premières Nations / Comité sur la gouvernance de l'information des Premières Nations, 2007.
5. Groupe de travail sur les langues et les cultures autochtones, *Le début d'un temps nouveau : Premier rapport en vue d'une stratégie de revitalisation des langues et des cultures des Premières nations, des Inuits et des Métis*, Ottawa, Ministère du Patrimoine canadien, 2005.
6. J.D. Coble et R.E. Rhodes, « Physical activity and Native Americans », *American Journal of Preventative Medicine*, 31(1), 2006, p. 36-46.
7. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
8. S. Bryan et P. Walsh, « Physical activity and obesity in Canadian women », *BMC Women's Health*, 4(Suppl. 1), 2004, p. S6.
9. P.T. Katzmarzyk, « Obesity and physical activity among Aboriginal Canadians », *Obesity*, 16(1), 2007, p. 184-190.
10. M.S. Tremblay, C.E. Pérez, C.I. Arden *et al.*, « Obésité, embonpoint et origine ethnique », *Rapports sur la santé*, 16(4), 2005, p. 25-37 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
11. N. Adelson, « The embodiment of inequity: Health disparities in Aboriginal Canada », *Canadian Journal of Public Health*, 96, 2005, p. S45-S62.
12. S. Bruce, « The impact of diabetes mellitus among the Métis of western Canada », *Ethnicity and Health*, 5(1), 2000, p. 47-57.
13. T.K. Young, J. Reading, B. Elias et J.D. O'Neil, « Type 2 diabetes mellitus in Canada's First Nations: Status of an epidemic in progress », *Canadian Medical Association Journal*, 163(5), 2000, p. 561-566.
14. J. Smylie, *Indigenous Children's Health Report: Health Assessment in Action*, Toronto, Keenan Research Centre, 2009.
15. M. Tjepkema, « La santé des Autochtones vivant hors réserve », *Rapports sur la santé*, 13(suppl.), 2002, p. 81-97 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
16. M. King, A. Smith et K. Gray-Donald, « Indigenous health part 2: The underlying causes of the health gap », *Lancet*, 374, 2009, p. 76-85.
17. M. Anderson, J. Smylie, I. Anderson *et al.*, *First Nations, Métis, and Inuit Health Indicators in Canada: A Background Paper for the Project "Action-oriented indicators of health and healthy systems development for indigenous peoples in Australia, Canada, and New Zealand"*, Discussion Paper No. 18, Melbourne, Australia, School of Population Health, University of Melbourne, 2006.
18. K. Wilson et M.W. Rosenberg, « Exploring the determinants of health for First Nations peoples in Canada: can existing frameworks accommodate traditional activities? », *Social Science and Medicine*, 55, 2002, p. 2017-2031.
19. J. Liu, T.K. Young, B. Zinman *et al.*, « Lifestyle variables, non-traditional cardiovascular risk factors, and the metabolic syndrome in an Aboriginal Canadian population », *Obesity*, 14(3), 2006, p. 500-598.
20. S.J. Thompson, S.M. Gifford et L. Thorpe, « The social and cultural context of risk and prevention: Food and physical activity in an urban Aboriginal community », *Health Education and Behavior*, 27(6), 2000, p. 725-743.
21. A.M. Kriska, A.J.G. Hanley, S.B. Harris et B. Zinman, « Physical activity, physical fitness, and insulin and glucose concentrations in an isolated native Canadian population experiencing rapid lifestyle change », *Diabetes Care*, 24(10), 2001, p. 1787-1792.
22. Statistique Canada, *Peuples autochtones du Canada en 2006 : Inuits, Métis et Premières nations, Recensement de 2006 (n° 97-558-XIF au catalogue)*, Ottawa, Ministère de l'Industrie, 2008.

Annexe**Tableau A**
Certaines activités et valeur de l'équivalent métabolique, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005

Activité	Valeur du MET (kilocalories par kilogramme par heure)
Jogging/Course	9,5
Basket-ball	6,0
Hockey sur glace	6,0
Patin à roues alignées	5,0
Soccer	5,0
Volleyball	5,0
Bicyclette	4,0
Ski alpin / Planche à neige	4,0
Exercices dirigés / Aérobic	4,0
Golf	4,0
Patinage sur glace	4,0
Tennis	4,0
Baseball / Balle molle	3,0
Pêche	3,0
Jardinage / Travaux à l'extérieur	3,0
Exercices à la maison	3,0
Danse moderne ou danse sociale	3,0
Natation	3,0
Marche pour faire de l'exercice	3,0
Poids et altères	3,0
Quilles	2,0
Autres*	4,0

* valeur moyenne de l'équivalent métabolique (MET) appliquée à toutes les « autres » activités

Tableau B
Problèmes de santé chroniques figurant dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005

Problème de santé
Allergies alimentaires
Autres allergies
Asthme
Fibromyalgie
Arthrite/rhumatisme
Maux de dos
Hypertension
Migraines
Bronchite chronique
Emphysème
Bronchopneumopathie chronique obstructive
Diabète
Épilepsie
Maladie cardiaque
Cancer
Ulcères à l'intestin/l'estomac
Troubles dus à un accident vasculaire cérébral
Incontinence urinaire
Troubles intestinaux
Maladie d'Alzheimer / Autre forme de démence cérébrale
Cataracte
Glaucome
Problème de la thyroïde
Syndrome de fatigue chronique
Sensibilité aux agresseurs chimiques
Schizophrénie
Trouble de l'humeur tel que la dépression, le trouble bipolaire, la manie ou la dysthymie
Trouble d'anxiété tel qu'une phobie, un trouble obsessionnel-compulsif ou un trouble panique
Autisme / Autre forme de trouble du développement
Troubles d'apprentissage
Trouble alimentaire (anorexie, boulimie)
Autre problème de santé physique ou mentale de longue durée diagnostiqué par un professionnel de la santé

**PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES
DISPONIBLES À**

www.statcan.gc.ca

Évaluation de la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

par Rūbab G. Arim, Jennifer D. Shapka, V. Susan Dahinten et Brent F. Olson

Résumé

Contexte

Une place importante est accordée à l'effet des comportements parentaux dans la recherche sur la santé et le développement de l'enfant. La présente étude vise à évaluer trois échelles de comportement parental déclaré par l'enfant (nurturance, rejet et surveillance) utilisées dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) menée au Canada.

Données et méthodes

L'échantillon étudié était constitué de deux cohortes longitudinales (n = 1 164) d'enfants interviewés aux âges de 10 ou 11 ans, 12 ou 13 ans et 14 ou 15 ans. La structure factorielle de chaque échelle a été évaluée en procédant à une analyse factorielle confirmatoire avec estimation par les moindres carrés pondérés sur les matrices des corrélations polychoriques.

Résultats

Le modèle de nurturance parentale à 7 items de l'ELNEJ semble être bien ajusté aux données pour les enfants de 10 et 11 ans et de 12 et 13 ans, mais non pour ceux de 14 et 15 ans. L'ajustement du modèle de rejet parental à 7 items aux données n'est bon pour aucun des trois points dans le temps. Enfin, le modèle de surveillance parentale à 5 items est bien ajusté aux données aux trois points dans le temps. L'élimination d'un item de l'échelle de nurturance et d'un item de l'échelle de surveillance améliore l'ajustement de ces échelles aux données.

Interprétation

Les modèles révisés semblent être utiles pour évaluer la nurturance et la surveillance parentales. Le modèle de rejet parental n'a pas pu être confirmé pour l'échantillon d'adolescents étudié.

Mots-clés

Analyse des données, analyse factorielle, éducation des enfants, études de validation, questionnaire, rejet, relations parent-enfant.

Auteurs

Rūbab G. Arim (613-951-0194; Rubab.Arim@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; Jennifer D. Shapka, V. Susan Dahinten et Brent F. Olson travaillent à l'Université de la Colombie-Britannique.

Les travaux de recherche ont montré qu'il existe des liens significatifs entre les comportements des parents et la santé et le développement de l'enfant¹⁻⁶. Par exemple, une faible nurturance parentale et un rejet parental prononcé ont été associés à des problèmes d'anxiété, de crimes contre les biens et d'hyperactivité/inattention à l'adolescence³. Toutefois, malgré le nombre considérable d'études, on en sait assez peu sur la qualité des mesures fondées sur les comportements parentaux déclarés par les enfants⁷⁻⁹. En l'absence de mesures validées empiriquement, il se pourrait que certains résultats reflètent des associations fausses. La présente analyse vise à combler cette lacune en évaluant la structure factorielle des échelles de comportement parental déclaré par l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) réalisée par Statistique Canada.

Jusqu'à présent, aucune étude n'a eu pour objectif d'évaluer la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'ELNEJ. Comme les comportements parentaux mesurés par ce questionnaire sont souvent inclus en tant que facteurs de risque ou de protection dans la

recherche en santé fondée sur l'ELNEJ¹⁰, il est important d'évaluer la qualité de leur mesure.

L'ELNEJ est une enquête importante, dont les résultats peuvent influencer l'élaboration des politiques sur la santé et le développement des enfants¹¹. Elle recueille des renseignements auprès

d'un échantillon représentatif d'enfants et de jeunes canadiens, de sorte que les résultats sont généralisables. En outre, comme les données sont de nature longitudinale, la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant peut être évaluée au cours du temps, ce qui fournit pour la validation des concepts un cadre analytique plus puissant que ne le ferait une série d'échantillons transversaux de la population étudiée.

Données et méthodes

Réalisée conjointement par Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, l'ELNEJ est une enquête bisannuelle qui a été lancée en 1994-1995. La population cible du premier cycle englobait les enfants de la naissance jusqu'à l'âge de 11 ans. Étaient exclus du champ de l'enquête les ménages du Yukon, du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest, ainsi que les enfants vivant en établissement. Le taux de réponse était de 87 %, de sorte que l'échantillon du cycle 1 (1994-1995) comptait 22 831 enfants¹². Les taux de réponse de ces enfants aux deuxième et troisième cycles ont été de 67 % et de 65 %, respectivement¹³.

Les données sur le ménage ont été fournies par la personne la mieux renseignée (PMR) au sujet de l'enfant durant une entrevue sur place ou par téléphone. Avec la permission de la PMR et en privé afin d'assurer le respect de la confidentialité, les enfants de 10 ans et plus ont répondu à un questionnaire distinct¹³.

L'échantillon initial utilisé pour la présente analyse comprenait deux cohortes longitudinales. La première était constituée des enfants âgés de 10 ou 11 ans en 1998-1999 (cycle 3), qui ont été interviewés de nouveau à l'âge de 12 ou 13 ans en 2000-2001 (cycle 4) et à l'âge de 14 ou 15 ans en 2002-2003 (cycle 5). La seconde était constituée d'enfants âgés de 10 ou 11 ans en 2000-2001 (cycle 4), qui ont été interviewés de nouveau à l'âge de 12 ou 13 ans en 2002-2003 (cycle 5) et à l'âge de 14 ou 15 ans en 2004-2005 (cycle 6).

Avant de combiner les données sur les deux cohortes, une série de tests t (ou de tests du khi-carré pour les variables dichotomiques) ont été exécutés sur des échantillons indépendants pour s'assurer qu'il n'existait aucune différence systématique entre les cohortes pour ce qui est des facteurs démographiques, tels que le sexe, le revenu du ménage et le niveau de scolarité de la PMR, ou de la nurturance, de la surveillance et du rejet parentaux à chaque âge. Ces tests ont indiqué que des différences de caractéristiques socioéconomiques existaient entre les cohortes, mais qu'elles variaient selon le groupe d'âge et la cohorte. Ainsi, les PMR des enfants de la cohorte 1 ont déclaré un revenu du ménage plus faible que celles des enfants de la cohorte 2 pour ceux de 10 et 11 ans, mais le contraire a été observé pour les enfants de 14 et 15 ans.

La nurturance est la seule variable parentale pour laquelle a été constaté un écart statistiquement significatif, un effet de faible grandeur existant aux âges de 10 et 11 ans et de 12 et 13 ans (les enfants de la cohorte 2 ont déclaré des niveaux plus élevés de nurturance que les enfants de la cohorte 1).

Le format de réponse du questionnaire a été modifié, pour passer d'une échelle de 4 points au cycle 1 à une échelle de 5 points aux cycles subséquents; en outre, certaines questions ont été supprimées après le cycle 1, et de nouvelles questions ont été ajoutées après le cycle 2. Par conséquent, pour assurer l'uniformité des questions et des échelles de réponse, l'échantillon de l'étude a été tiré des cycles 3 à 6.

L'échantillon final utilisé pour l'étude comprenait 1 164 enfants qui ont été interviewés aux âges de 10 ou 11 ans, 12 ou 13 ans et 14 ou 15 ans, et pour lesquels des données complètes existaient pour les trois échelles de comportement parental. L'effet de l'érosion de l'échantillon d'un cycle à l'autre et de l'érosion due aux données manquantes a été examiné au moyen d'une série de tests t (ou de tests du khi-carré pour les variables dichotomiques). Le statut socioéconomique était un peu plus élevé dans l'échantillon final que dans

l'échantillon initial, mais les mesures de la grandeur de l'effet étaient faibles.

Des enfants inclus dans l'analyse, 53 % étaient des filles, 75 % vivaient avec leurs parents biologiques, 15 % vivaient dans un ménage monoparental et 59 % vivaient dans un ménage dont le revenu annuel était égal ou supérieur à 50 000 \$ quand ils étaient âgés de 10 ou 11 ans. La plupart des PMR (91 %) possédaient au moins un diplôme d'études secondaires.

Questionnaire sur les comportements parentaux

Le questionnaire sur les comportements parentaux administré aux enfants a été élaboré par Lempers et coll.¹⁴, en s'inspirant du Children's Report of Parental Behavior Inventory de Schaefer¹⁵ et du Child Rearing Practices Report de Roberts et coll.¹⁶. Le questionnaire original comportant 29 items mesurait trois comportements parentaux : la nurturance, la discipline incohérente axée sur le rejet et la surveillance. La *nurturance* englobe l'évaluation positive, le témoignage d'affection et le traitement égalitaire. La *discipline incohérente axée sur le rejet* englobe l'affect négatif, le contrôle et l'hostilité. La *surveillance* englobe la guidance et la supervision parentales^{15,16}. Ces trois dimensions du comportement parental ont été corroborées au moyen d'une analyse factorielle exploratoire (AFE) avec rotation varimax¹⁴. Pour chacun des 29 items, le coefficient alpha était égal à 0,80. Les auteurs n'ont pas fourni les scores de cohérence interne des trois sous-échelles ni l'information sur la validité.

Dans la version du questionnaire utilisée dans l'ELNEJ, l'énoncé de l'un des items a été modifié, et dix items (6 sur la nurturance, 3 sur le rejet et 1 sur la surveillance) ont été exclus, ce qui a produit une échelle de 19 items. Une AFE fondée sur les données du premier cycle pour les enfants de 10 et 11 ans¹² a permis de cerner trois facteurs qui ont été nommés respectivement nurturance (7 items; alpha = 0,77), rejet (7 items; alpha = 0,59) et surveillance (5 items; alpha = 0,54).

Évaluation de la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes • Coup d'œil méthodologique

Bien que l'AFE ait révélé la structure sous-jacente de ce questionnaire, les faibles valeurs des coefficients alpha donnent à penser qu'une évaluation empirique et conceptuelle plus rigoureuse de la mesure est nécessaire pour corroborer la validité des concepts¹⁷. À cet égard, on a montré que l'analyse factorielle confirmatoire (AFC) est une approche très efficace¹⁸. Contrairement à l'AFE, l'AFC de chaque modèle de comportement parental (nurturance, rejet et surveillance) fournit des données à l'appui de la validité du concept, dans la mesure où les concepts sont mesurés par des indicateurs spécifiques et qu'ils sont reliés d'une manière pouvant être prédite par la théorie.

Analyse des données

Les trois comportements parentaux, c'est-à-dire la nurturance (par exemple, « mes parents me sourient »), le rejet (par exemple, « mes parents me frappent ou menacent de le faire »), et la surveillance (par exemple, « mes parents veulent savoir exactement où je suis et ce que je fais »), ont été évalués au moyen d'une échelle de réponse de 5 points variant de 0 (jamais) à 4 (toujours), la perception de nurturance, de rejet et de surveillance exprimée par l'enfant étant d'autant plus forte que le score était élevé. (Dans l'échelle de surveillance, le codage de l'item « [mes parents] me laissent sortir n'importe quel soir » était inversé.)

Nous avons utilisé le coefficient alpha ordinal pour estimer la fiabilité des trois échelles¹⁹. Sur l'ensemble des trois points dans le temps (âges de 10 ou 11 ans, 12 ou 13 ans, et 14 ou 15 ans, respectivement), l'estimation de la fiabilité était « élevée » pour l'échelle de nurturance (0,90, 0,92, 0,94), « bonne » pour l'échelle de rejet (0,75, 0,79, 0,83) et « acceptable à satisfaisante » pour l'échelle de surveillance (0,63, 0,65, 0,70).

Nous avons effectué un ensemble distinct d'AFC pour évaluer la structure factorielle de chaque échelle de comportement parental aux trois points dans le temps. Comme l'étude visait à confirmer la validité des concepts, nous n'avons pas pondéré les données; nous

reconnaissons donc que les résultats ne peuvent pas être généralisés à l'ensemble de la population²⁰. Pour exécuter les AFC, nous nous sommes servis du programme LISREL 8.80²¹, avec estimations par les moindres carrés pondérés (MCP)²² sur une matrice des corrélations polychoriques²³ et une matrice de variance-covariance asymptotique, qui ont été calculées en utilisant le programme PRELIS²⁴ (version 2.80). Nous avons évalué l'ajustement du modèle en utilisant comme indices globaux de l'adéquation de l'ajustement le RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*)²⁵ et son intervalle de confiance (IC) à 90 %, le CFI (*Comparative Fit Index*)²⁶, et la version standardisée du SRMR (*Root Mean Squared Residual*)²⁷. Un indice RMSEA inférieur ou égal à 0,06, un indice CFI égal ou supérieur à 0,95, et un indice SRMR égal ou inférieur à 0,08 indiquent un bon ajustement du modèle aux données²⁸. L'IC à 90 % autour de la statistique RMSEA doit contenir la valeur 0,05 pour indiquer la possibilité d'un bon ajustement²⁹. En plus des critères établis pour les statistiques d'adéquation de l'ajustement, nous avons pris en considération les estimations des paramètres de tous les items³⁰, ainsi que la matrice des résidus standardisés³¹ pour évaluer l'ajustement du modèle. Dans la présente étude, nous nous attendions à ce que les valeurs de saturation factorielle standardisées soient supérieures ou égales à 0,30^{17,32} et à ce que, pour chaque item, les résidus standardisés soient systématiquement inférieurs à 4,0³¹.

Résultats

Nurturance

Le modèle de nurturance parentale à 7 items de l'ELNEJ (tableau 1) était bien ajusté aux données pour les enfants de 10 et 11 ans (RMSEA = 0,038, IC à 90 % = 0,024 à 0,053; CFI = 0,986; SRMR = 0,035) et pour les enfants de 12 et 13 ans (RMSEA = 0,039, IC à 90 % = 0,025 à 0,054; CFI = 0,989; SRMR = 0,036), mais non pour ceux de 14 et 15 ans (RMSEA = 0,078, IC à 90 % = 0,065 à 0,091; CFI = 0,981; SRMR = 0,067). Alors que la

saturation factorielle était significative pour tous les items à chaque groupe d'âge, le quatrième, c'est-à-dire « [mes parents] et moi réglons un problème ensemble quand nous ne sommes pas d'accord à propos de quelque chose », donnait systématiquement des corrélations plus faibles avec les autres items (tableau A en annexe). Cet item touche au concept de résolution de problème et pourrait avoir une autre signification que la nurturance. Un examen des questionnaires sur la nurturance parentale passés en revue récemment par Locke et Prinz³³ a confirmé que la plupart des échelles de nurturance ne comportaient pas d'items de résolution de problème. En outre, aux âges de 14 et 15 ans, cinq des six résidus standardisés étaient supérieurs à 4,0 pour le quatrième item (intervalle de variation des résidus = -7,29 à 3,90), ce qui suggère un haut degré d'erreur dans la prédiction. Nous avons donc supprimé l'item 4 de l'échelle et exécuté un nouvel ensemble d'AFC.

Le modèle de nurturance parentale à six items révisé était bien ajusté aux données (RMSEA = 0,037, IC à 90 % = 0,018 à 0,055; RMSEA = 0,024, IC à 90 % = 0,001 à 0,045; RMSEA = 0,039, IC à 90 % = 0,022 à 0,058; CFI = 0,991; 0,997; 0,996; et SRMR = 0,029; 0,021; 0,020, à 10 et 11 ans, 12 et 13 ans, et 14 et 15 ans, respectivement) (tableau 2). La saturation du facteur était significative pour tous les items et les résidus standardisés étaient réduits considérablement pour chaque groupe d'âge.

Rejet

Le modèle de rejet parental à 7 items de l'ELNEJ ne donnait un bon ajustement aux données pour aucun des trois points dans le temps (RMSEA = 0,069, IC à 90 % = 0,055 à 0,082; RMSEA = 0,078, IC à 90 % = 0,063 à 0,090; RMSEA = 0,070, IC à 90 % = 0,057 à 0,084; CFI = 0,889; 0,895; 0,936; et SRMR = 0,064; 0,079; 0,067, à 10 et 11 ans, 12 et 13 ans, et 14 et 15 ans, respectivement). Par conséquent, le modèle n'a pas été confirmé pour cet échantillon d'adolescents. L'inspection des saturations factorielles et de l'unicité

Tableau 1
Saturations factorielles (SF), unicité de l'item (UI) et intervalle de variation des résidus (RES) pour les items dans les modèles à un seul facteur du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant, selon le groupe d'âge du répondant, population à domicile de 10 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999, 2000-2001, 2002-2003 et 2004-2005

Comportement parental	10 et 11 ans				12 et 13 ans				14 et 15 ans			
	SF	UI	RES		SF	UI	RES		SF	UI	RES	
			de	à			de	à			de	à
Nurturance												
<i>Mes parents...</i>												
1. me sourient.	0,75	0,44	-2,42	1,57	0,76	0,42	-2,71	-0,05	0,77	0,41	-6,16	1,19
2. me font des compliments.	0,68	0,55	-3,50	1,57	0,78	0,40	-3,39	-0,05	0,91	0,18	-7,91	1,19
3. écoutent mes idées et mes opinions.	0,78	0,40	-3,63	2,44	0,83	0,31	-4,29	4,11	0,89	0,20	-7,91	3,90
4. et moi réglons un problème ensemble quand nous ne sommes pas d'accord à propos de quelque chose.	0,67	0,55	-3,53	2,44	0,70	0,51	-3,50	4,11	0,79	0,37	-7,29	3,90
5. s'assurent de me dire que je suis apprécié.	0,78	0,40	-2,90	0,15	0,83	0,32	-3,39	-1,43	0,89	0,21	-6,79	-2,55
6. parlent des bonnes choses que je fais.	0,85	0,27	-3,53	0,77	0,89	0,20	-4,29	0,54	0,91	0,17	-7,22	1,68
7. semblent être fiers des choses que je fais.	0,87	0,25	-3,63	0,77	0,87	0,24	-3,13	0,54	0,91	0,17	-7,29	1,68
Rejet												
<i>Mes parents...</i>												
8. oublient vite un règlement qu'ils ont établi.	0,44	0,81	-4,11	3,38	0,55	0,70	-4,93	1,69	0,45	0,80	-5,03	1,32
9. m'achalant à propos de petites choses.	0,56	0,69	-2,09	0,54	0,58	0,66	-2,87	-0,03	0,66	0,57	-4,54	0,09
10. appliquent des règlements qu'ils ont établis seulement quand ça leur convient.	0,37	0,87	-4,72	6,08	0,50	0,75	-5,99	5,18	0,62	0,61	-5,85	4,56
11. menacent de me punir plus souvent qu'ils ne le font vraiment.	0,63	0,61	-3,99	1,44	0,67	0,55	-5,99	-0,03	0,70	0,51	-5,76	0,09
12. appliquent ou n'appliquent pas des règlements selon leur humeur.	0,55	0,70	-5,07	6,08	0,69	0,53	-7,75	5,18	0,69	0,52	-5,51	4,56
13. me frappent ou menacent de le faire.	0,79	0,38	-5,07	3,11	0,68	0,54	-6,06	4,40	0,79	0,37	-5,51	0,90
14. se fâchent contre moi et crient après moi.	0,72	0,48	-4,65	3,11	0,77	0,40	-7,75	4,40	0,81	0,35	-5,85	0,90
Surveillance												
<i>Mes parents...</i>												
15. veulent savoir exactement où je suis et ce que je fais.	0,66	0,56	-3,28	0,22	0,71	0,50	-2,07	1,24	0,75	0,44	-1,20	1,22
16. me laissent sortir n'importe quel soir.	0,12	0,99	-0,78	0,87	0,14	0,98	-0,91	0,78	0,25	0,94	-3,38	3,02
17. me disent à quelle heure rentrer quand je sors.	0,57	0,68	-3,17	1,10	0,63	0,61	-2,26	1,24	0,69	0,52	-2,74	3,02
18. se tiennent au courant de mes actes de mauvaise conduite.	0,54	0,71	-3,28	0,68	0,42	0,82	-2,07	1,39	0,39	0,85	-1,20	0,75
19. aiment bien savoir où je vais et avec qui je suis.	0,73	0,47	-3,17	0,59	0,75	0,44	-2,26	1,39	0,84	0,30	-3,38	0,75

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, cycles de 1998-1999 à 2005-2006.

des items n'a permis de cerner aucun item particulier ayant une influence négative sur l'ajustement. En général, les items avaient une faible valeur de saturation (quoique chacun saturait de manière significative le facteur), une unicité importante et un grand intervalle de variation des résidus pour les trois points dans le temps (tableau 1).

Surveillance

Le modèle de surveillance parentale à 5 items de l'ELNEJ était bien ajusté aux données pour les trois points dans le temps (RMSEA = 0,035, IC à 90 % = 0,008 à 0,060; RMSEA = 0,001, IC à 90 % = 0,001 à 0,043; RMSEA = 0,041, IC à 90 % = 0,018 à 0,066; CFI = 0,982; 0,999; 0,988; et SRMR = 0,025; 0,012; 0,027, à 10 et 11 ans, 12 et 13 ans et 14

et 15 ans, respectivement). La saturation du facteur était significative pour tous les items. Cependant, le deuxième, c'est-à-dire « [mes parents] me laissent sortir n'importe quel soir », donnait une très faible saturation factorielle et avait une unicité importante pour chacun des trois points dans le temps (tableau 1). L'énoncé ambigu de l'item donne lieu à diverses interprétations. Par exemple, certains adolescents pourraient considérer le fait de pouvoir sortir n'importe quel soir comme un manque de diligence de la part des parents, tandis que d'autres pourraient le voir comme l'octroi d'un degré d'indépendance approprié et une preuve de confiance. L'ambiguïté a été signalée par Lempers et coll.¹⁴, qui ont montré que l'item donnait une faible saturation factorielle sur l'échelle de

nurturance parentale ($\lambda < 0,30$) plutôt que sur l'échelle de surveillance parentale. Nous avons supprimé l'item de l'échelle de l'ELNEJ et exécuté un nouvel ensemble d'AFC.

Le modèle de surveillance parentale à 4 items révisé était bien ajusté aux données pour les trois points dans le temps (RMSEA = 0,060, IC à 90 % = 0,028 à 0,098; RMSEA = 0,033, IC à 90 % = 0,001 à 0,075; RMSEA = 0,000, IC à 90 % = 0,001 à 0,052; CFI = 0,978; 0,994; 1,00; et SRMR = 0,027; 0,018; 0,010, pour les âges de 10 et 11 ans, 12 et 13 ans, et 14 et 15 ans, respectivement). La saturation du facteur était significative pour tous les items et les problèmes concernant les estimations des paramètres étaient résolus (tableau 2).

Évaluation de la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes • Coup d'œil méthodologique

Tableau 2

Saturations factorielles (SF), unicité de l'item (UI) et intervalle de variation des résidus (RES) pour les items dans les modèles de nurturance et de surveillance parentales révisés du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant, selon le groupe d'âge du répondant, population à domicile de 10 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999, 2000-2001, 2002-2003 et 2004-2005

Comportement parental	10 et 11 ans				12 et 13 ans				14 et 15 ans			
	SF	UI	RES		SF	UI	RES		SF	UI	RES	
			de	à			de	à			de	à
Nurturance (modèle révisé)*												
<i>Mes parents...</i>												
1. me sourient.	0,74	0,45	-2,55	1,75	0,75	0,44	-2,37	1,15	0,76	0,42	-3,45	3,35
2. me font des compliments.	0,68	0,54	-3,52	1,75	0,76	0,42	-2,67	1,15	0,90	0,20	-2,65	3,35
3. écoutent mes idées et mes opinions.	0,76	0,42	-2,80	1,12	0,80	0,36	-2,79	0,10	0,80	0,36	-1,80	0,47
5. s'assurent de me dire que je suis apprécié.	0,77	0,41	-2,99	1,12	0,82	0,32	-2,67	0,10	0,88	0,22	-2,49	0,47
6. parlent des bonnes choses que je fais.	0,86	0,26	-2,99	0,65	0,89	0,20	-2,79	1,01	0,91	0,18	-3,45	3,66
7. semblent être fiers des choses que je fais.	0,86	0,26	-3,52	0,65	0,87	0,25	-2,35	1,01	0,91	0,18	-2,65	3,66
Surveillance (modèle révisé)†												
<i>Mes parents...</i>												
15. veulent savoir exactement où je suis et ce que je fais.	0,66	0,56	-3,20	0,29	0,71	0,44	-2,13	1,30	0,75	0,44	-0,92	1,15
17. me disent à quelle heure rentrer quand je sors.	0,56	0,68	-3,18	1,35	0,62	0,36	-2,14	1,30	0,67	0,55	-1,02	1,15
18. se tiennent au courant de mes actes de mauvaise conduite.	0,53	0,72	-3,20	0,93	0,42	0,32	-2,13	1,39	0,38	0,85	-0,92	1,12
19. aiment bien savoir où je vais et avec qui je suis.	0,73	0,47	-3,18	0,93	0,75	0,20	-2,14	1,39	0,84	0,30	-1,02	1,12

* suppression de l'item 4 de l'échelle originale (mes parents et moi réglons un problème ensemble quand nous ne sommes pas d'accord à propos de quelque chose)

† suppression de l'item 16 de l'échelle originale (mes parents me laissent sortir n'importe quel soir)

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, cycles de 1998-1999 à 2005-2006.

Discussion

La présente étude visait à évaluer la validité conceptuelle des mesures des comportements parentaux déclarés par l'enfant dans l'ELNEJ. Le seul modèle bien ajusté aux données (d'après les critères globaux d'adéquation) pour les trois points dans le temps était l'échelle de surveillance parentale. En outre, l'élimination d'un item conceptuellement et empiriquement faible améliore les propriétés métriques de l'échelle. Étant donné ces constatations, nous recommandons d'utiliser l'échelle révisée.

Du point de vue de la précision terminologique, le terme « surveillance parentale » pourrait ne pas refléter l'essence du concept. La surveillance peut être définie comme une méthode « de prévention ou d'intervention » utilisée par les parents^{34,35}. Toutefois, la plupart des mesures de la surveillance évaluent ce que savent les parents, connaissances qui ont surtout pour origine la volonté de divulgation de l'enfant plutôt que les efforts de supervision des parents³⁶⁻³⁸. Par conséquent, il est recommandé d'utiliser

le terme « connaissances parentales » ou « effort de surveillance » pour renommer l'échelle courante de surveillance parentale.

Initialement, l'adéquation de l'échelle de nurturance parentale n'a été confirmée que pour les périodes 1 et 2 (aux âges de 10 et 11 ans et de 12 et 13 ans), mais non la période 3 (aux âges de 14 et 15 ans). La présence de l'item de résolution de problème n'a pas pu être justifiée conceptuellement. Après la suppression de cet item, la validité du modèle a été confirmée pour tous les points dans le temps. Par conséquent, nous recommandons d'utiliser l'échelle révisée.

La structure factorielle de l'échelle de rejet parental n'a pas été confirmée. En plus du rejet, les items qui constituent cette échelle englobent des comportements tels que le manque de cohérence et la sévérité. En fait, le nom original de l'échelle était « discipline incohérente axée sur le rejet »¹⁴. Selon Sabatelli et Waldron³⁹, bien qu'une analyse factorielle exploratoire puisse fournir des données à l'appui de l'interdépendance d'items particuliers

de l'échelle, ces items ne représentent peut-être pas un ensemble théoriquement cohérent d'indicateurs pour un concept particulier. Cela semble être le cas de l'échelle de rejet parental. Des travaux de recherche doivent être entrepris pour établir les caractéristiques qui définissent le concept de rejet et examiner les concepts connexes (par exemple, le comportement parental sévère), afin de clarifier leur interdépendance conceptuelle.

Limites

La présente étude possède un certain nombre de limites méthodologiques. Premièrement, bien que l'échantillon soit relativement grand, il n'est peut-être pas représentatif. De nombreux participants ont été exclus à cause de l'érosion longitudinale ou de la non-réponse au questionnaire sur les comportements parentaux. En fait, l'analyse des données manquantes a révélé que le statut socioéconomique (SSE) était plus élevé pour l'échantillon final que pour l'échantillon initial. Par conséquent, les constatations pourraient ne pas s'appliquer à un échantillon dont le

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les analyses fondées sur des données provenant de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) englobent souvent les comportements parentaux déclarés par l'enfant comme facteurs de risque ou de protection.
- Peu de données existent sur la qualité des échelles de comportement parental de l'ELNEJ, car aucune étude n'a été menée pour évaluer leur validité.

Ce qu'apporte l'étude

- Le modèle de surveillance parentale à 5 items est bien ajusté aux données.
- Le modèle de nurturance parentale à 7 items de l'ELNEJ est bien ajusté aux données pour les enfants de 10 et 11 ans et de 12 et 13 ans, mais non pour ceux de 14 et 15 ans.
- Le modèle de rejet parental à 7 items n'est pas bien ajusté aux données; par conséquent, sa validité n'a pu être confirmée pour l'échantillon d'adolescents étudié.
- La suppression d'une question de l'échelle de surveillance parentale et d'une question de l'échelle de nurturance parentale améliore l'adéquation des modèles.
- L'utilisation des modèles révisés est recommandée pour les travaux de recherche destinés à explorer les relations entre les comportements parentaux et les résultats chez l'enfant.

SSE est plus faible. En outre, puisque l'étude visait à confirmer la validité des concepts, les données manquantes n'ont pas été imputées. Une répétition de l'étude serait utile afin de comparer les résultats actuels à ceux obtenus au moyen d'un échantillon plus grand et plus représentatif.

Une deuxième limite pourrait être due à l'utilisation du même échantillon pour confirmer la validité des modèles de l'ELNEJ et des modèles révisés. Strictement parlant, dans le contexte de l'analyse factorielle confirmatoire, supprimer un item d'un modèle pourrait nécessiter un nouvel ensemble de données indépendant pour confirmer la validité du modèle révisé⁴⁰. Cependant, les révisions des modèles d'origine étaient mineures et n'étaient pas entièrement exploratoires; elles étaient dictées par des considérations conceptuelles fondées sur un examen minutieux des items.

Conclusion

Bien que les résultats de la présente analyse suscitent des réserves quant à la construction des concepts et au contenu des items des trois échelles de comportement parental déclaré par l'enfant dans l'ELNEJ, les deux modèles révisés semblent être utiles pour évaluer la nurturance et la surveillance chez les enfants et les jeunes de 10 à 15 ans. Des recherches doivent être entreprises pour évaluer l'utilité prédictive de ces échelles en examinant leur association à la santé et au développement de l'enfant. ■

Remerciements

La présente étude a été financée par une bourse de doctorat accordée à Rübab G. Arim par le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH) et par une subvention de recherche octroyée par le programme des Initiatives de recherche concertée de l'Initiative de la nouvelle économie (INE) du CRSH.

Références

1. E.M. Cummings, P. Davies et S.B. Campbell, *Developmental Psychopathology and Family Process: Research, Theory, and Clinical Implications*, New York, Guilford Press, 2000.
2. A.S. Masten et A. Shaffer, « How families matter in child development: Reflections from research on risk and resilience », dans A. Clarke-Stewart et J. Dunn, éd. *Families Count: Effects on Child and Adolescent Development*, New York, Cambridge University Press, 2006, p. 5-25.
3. V.S. Dahinten, J.D. Shapka et J.D. Willms, « Adolescent children of adolescent mothers: The impact of family functioning on trajectories of development », *Journal of Youth and Adolescence*, 36, 2007, p. 195-212.
4. P. Pires et J.M. Jenkins, « A growth curve analysis of the joint influences of parenting affect, child characteristics and deviant peers on adolescent illicit drug use », *Journal of Youth and Adolescence*, 36, 2007, p. 169-183.
5. F.J. Elgar, R.S.L. Mills, P.J. McGrath *et al.*, « Maternal and paternal depressive symptoms and child maladjustment: The mediating role of parental behavior », *Journal of Abnormal Child Psychology*, 35, 2007, p. 943-955.
6. R.G. Arim, V.S. Dahinten, S.K. Marshall et J.D. Shapka, « An examination of the reciprocal relationships between adolescents' aggressive behaviors and their perceptions of parental nurturance », *Journal of Youth and Adolescence* (sous presse).
7. T.J. Dishion, B. Burraston et F. Li, « Family management practices: Research design and measurement issues », dans W.J. Bukowski et Z. Sloboda, sous la direction de. *Handbook for Drug Abuse Prevention: Theory, Science, and Practice*, New York, Kluwer Academic/Plenum, 2003, p. 587-607.
8. B.T. Karazsia, M.H.M. van Dulmen et B.G. Wildman, « Confirmatory factor analysis of Arnold et al.'s parenting scale across race, age, and sex », *Journal of Child and Family Studies*, 17, 2008, p. 500-516.
9. T. Dix et E.T. Gershoff, « Measuring parent-child relations », dans J. Touliatos, B.F. Perlmutter et M.A. Strauss, sous la direction de. *Handbook of Family Measurement Techniques*, Thousand Oaks, Sage, 2001, p. 125-142.
10. Statistique Canada, Le Programme des Centres de données de recherche, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/rdc-cdr/proje_nlscy-elnej-fra.htm.
11. J.D. Willms, *Vulnerable Children. Findings from the National Longitudinal Survey of Children and Youth*, Edmonton, The University of Alberta Press and Human Resources Development Canada, 2002.
12. Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, Cycle 1 — Guide de l'utilisateur des microdonnées*, Ottawa, Ministère de l'industrie, 1995.
13. Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, *Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, Cycle 3 — Guide de l'utilisateur des microdonnées*, Ottawa, Ministère de l'industrie, 1998.
14. J.D. Lempers, D. Clark-Lempers et R.L. Simons, « Economic hardship, parenting, and distress », *Child Development*, 60, 1989, p. 25-39.
15. E.S. Schaefer, « Children's report of parental behavior: An inventory », *Child Development*, 36, 1965, p. 413-424.
16. G.C. Roberts, J.H. Block et J. Block, « Continuity and change in parent's child-rearing practices », *Child Development*, 55, 1984, p. 586-597.
17. T.A. Brown, *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*, New York, Guilford Press, 2006.
18. C. DiStefano et B. Hess, « Using confirmatory factor analysis for construct validation: An empirical review », *Journal of Psychoeducational Assessment*, 23, 2005, p. 225-241.
19. B.D. Zumbo, A.M. Gadermann et C. Zeisser, « Ordinal versions of coefficient alphas and theta for Likert rating scales », *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 2007, p. 21-29.
20. M.A. Ciol, J.M. Hoffman, B.J. Dudgeon *et al.*, « Understanding the use of weights in the analysis of data from multistage surveys », *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 87, 2006, p. 299-303.
21. LISREL 8.80 for Windows [logiciel], Lincolnwood, Scientific Software International, 2006.
22. K.G. Jöreskog, *Structural Equation Modeling with Ordinal Variables using Lisrel*, Lincolnwood, Scientific Software International, 2002, disponible à l'adresse <http://www.ssicentral.com/lisrel/corner.htm>.
23. D.B. Flora et P.J. Curran, « An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data », *Psychological Methods*, 4, 2004, p. 466-491.
24. PRELIS 2.80 for Windows [logiciel], Lincolnwood, Scientific Software International, 2006.
25. J.H. Steiger, « Point estimation, hypothesis testing, and interval estimation using the RMSEA: Some comments and a reply to Hayduk and Glaser », *Structural Equation Modeling*, 7, 2000, p. 149-162.
26. P. Bentler, « Comparative fit indices in structural models », *Psychological Bulletin*, 107, 1990, p. 238-246.
27. K.G. Jöreskog et D. Sorbom, *Lisrel's 8 User's Reference Guide*, Lincolnwood, Scientific Software International, 2001.
28. L. Hu et P. Bentler, « Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives », *Structural Equation Modeling*, 6, 1999, p. 1-55.
29. M.W. Browne et R. Cudeck, « Alternative ways of assessing model fit », dans K.A. Bollen et J.S. Lon, sous la direction de. *Testing Structural Equation Models*, Newbury Park, Sage, 1993, p. 136-162.
30. R.E. Schumacker et R.G. Lomax, *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling, Second Edition*, Mahwah, Lawrence Erlbaum, 2004.
31. K.G. Jöreskog et I. Moustaki, « Factor analysis of ordinal variables. A comparison of three approaches », *Multivariate Behavioral Research*, 36, 2001, p. 347-387.
32. C. DiStefano, « The impact of categorization with confirmatory factor analysis », *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 2002, p. 327-346.
33. L.M. Locke et R.J. Prinz, « Measurement of parental discipline and nurturance », *Clinical Psychology Review*, 22, 2002, p. 895-930.
34. R.D. Laird, G.S. Pettit, K.A. Dodge et J.E. Bates, « Change in parents' monitoring-relevant knowledge: Links with parenting, relationship quality, adolescent beliefs, and antisocial behavior », *Social Development*, 12, 2003, p. 401-419.
35. R. Montemayor, « Parental monitoring », dans J.V. Lerner, R.M. Lerner et J. Finkelstein, sous la direction de. *Adolescence in America: An Encyclopedia*, Santa Barbara, ABC-CLIO, 2001.
36. A.C. Crouter et M.R. Head, « Parental monitoring and knowledge of children », dans M. Bornstein, éd. *Handbook of Parenting: Being and Becoming a Parent, Second Edition*, Mahwah, Lawrence Erlbaum, 2002, p. 461-483.
37. M. Kerr et H. Stattin, « What parents know, how they know it, and several forms of adolescent adjustment: Further support for a reinterpretation of monitoring », *Developmental Psychology*, 36, 2000, p. 366-380.
38. H. Stattin et M. Kerr, « Parental monitoring: A reinterpretation », *Child Development*, 71, 2001, p. 1072-1085.
39. R.M. Sabatelli et R.J. Waldron, « Measurement issues in the assessment of the experiences of parenthood », *Journal of Marriage and the Family*, 57, 1995, p. 969-980.
40. S. Kuhnel, « The didactical power of structural equation modeling », dans K.G. Jöreskog, R. Cudeck, S.H.C. Du Toit et D. Sorbom, sous la direction de. *Structural Equation Modeling: Present and Future: A Festschrift in Honor of Karl Jöreskog*, Lincolnwood, Scientific Software International, 2001, p. 79-96.

Évaluation de la structure factorielle du questionnaire sur les comportements parentaux administré à l'enfant dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes • Coup d'œil méthodologique

Annexe

Tableau A

Coefficients de corrélation polychorique des items des échelles de comportement parental déclaré par l'enfant à trois points dans le temps, selon le type d'échelle et le groupe d'âge du répondant, population à domicile de 10 à 15 ans, Canada, territoires non compris, 1998-1999, 2000-2001, 2002-2003 et 2004-2005

Numéro	Question	Groupe d'âge	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Nurturance																						
1	1	10 et 11
2	2	10 et 11	0,53
3	3	10 et 11	0,53	0,52
4	4	10 et 11	0,47	0,41	0,57
5	5	10 et 11	0,56	0,51	0,60	0,51
6	6	10 et 11	0,59	0,56	0,61	0,51	0,62
7	7	10 et 11	0,60	0,52	0,61	0,53	0,63	0,75
8	1	12 et 13
9	2	12 et 13	0,59
10	3	12 et 13	0,59	0,60
11	4	12 et 13	0,50	0,50	0,64
12	5	12 et 13	0,60	0,58	0,66	0,55
13	6	12 et 13	0,63	0,67	0,67	0,57	0,72
14	7	12 et 13	0,62	0,62	0,67	0,56	0,71	0,78
15	1	14 et 15
16	2	14 et 15	0,71
17	3	14 et 15	0,59	0,70
18	4	14 et 15	0,50	0,60	0,74
19	5	14 et 15	0,65	0,77	0,71	0,61
20	6	14 et 15	0,65	0,79	0,71	0,61	0,78	...
21	7	14 et 15	0,66	0,78	0,72	0,61	0,78	0,84
Rejet																						
1	1	10 et 11
2	2	10 et 11	0,24
3	3	10 et 11	0,25	0,18
4	4	10 et 11	0,24	0,36	0,12
5	5	10 et 11	0,27	0,28	0,35	0,31
6	6	10 et 11	0,22	0,39	0,16	0,52	0,31
7	7	10 et 11	0,29	0,39	0,19	0,42	0,30	0,61
8	1	12 et 13
9	2	12 et 13	0,31
10	3	12 et 13	0,32	0,23
11	4	12 et 13	0,30	0,39	0,19
12	5	12 et 13	0,38	0,37	0,45	0,38
13	6	12 et 13	0,24	0,31	0,19	0,44	0,31
14	7	12 et 13	0,32	0,42	0,32	0,51	0,37	0,59
15	1	14 et 15
16	2	14 et 15	0,25
17	3	14 et 15	0,31	0,38
18	4	14 et 15	0,29	0,46	0,31
19	5	14 et 15	0,34	0,39	0,51	0,45
20	6	14 et 15	0,25	0,40	0,38	0,50	0,44	...
21	7	14 et 15	0,25	0,51	0,37	0,53	0,45	0,65
Surveillance																						
1	1	10 et 11
2	2	10 et 11	0,06
3	3	10 et 11	0,38	0,10
4	4	10 et 11	0,29	0,08	0,33
5	5	10 et 11	0,48	0,07	0,36	0,40
6	1	12 et 13
7	2	12 et 13	0,08
8	3	12 et 13	0,46	0,08
9	4	12 et 13	0,26	0,08	0,28
10	5	12 et 13	0,53	0,11	0,44	0,33
11	1	14 et 15
12	2	14 et 15	0,21
13	3	14 et 15	0,51	0,25
14	4	14 et 15	0,27	0,09	0,25
15	5	14 et 15	0,62	0,15	0,56	0,33

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, cycles de 1998-1999 à 2005-2006.