

Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada

Recherche, politiques et pratiques

Volume 40 • numéro 9 • septembre 2020

Dans ce numéro

Recherche quantitative originale

- 287** Différences entre les sexes quant à l'association longitudinale entre les classes latentes multiniveaux de comportements à risque associés aux maladies chroniques et l'indice de masse corporelle chez les adolescents

- 296** Validation de Canproj pour les projections de données sur l'incidence du cancer au Canada

Aperçu

- 311** Hospitalisations pour blessure au Canada en 2018-2019

- 319** Système de classification du confort et de la sécurité des voies cyclables canadiennes (Can-BICS) : convention d'appellation commune des aménagements cyclables

Avis de publication

- 325** *Étude des blessures, Édition 2020 : Pleins feux sur les traumatismes crâniens tout au long de la vie*

Annonce

- 327** Appel ouvert à contributions : pandémie de COVID-19

- 329** Autres publications de l'ASPC

- 330** Forum sur le contrôle du tabac et du vapotage de l'Association canadienne de santé publique

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE, DOAJ, SciSearch® et Journal Citation Reports/Science Edition



Agence de la santé
publique du Canada

Public Health
Agency of Canada

Canada

Équipe de rédaction

Robert Geneau, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef

Minh T. Do, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Scott Leatherdale, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Gavin McCormack, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Heather Orpana, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Barry Pless, C.M., M.D., FRCPC
Rédacteur scientifique adjoint

Kelly Skinner, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Alexander Tsertsvadze, M.D., Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Paul Villeneuve, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Neel Rancourt, B.A.
Gestionnaire de la rédaction

Sylvain Desmarais, B.A., B. Ed.
Responsable de la production

Susanne Moehlenbeck
Rédactrice adjointe

Chanelle Ayoub, B. Sc.
Rédactrice subalterne

Nicholas Cheta, B. Sc. Santé
Rédacteur subalterne

Joanna Odrowaz, B. Sc.
Révisseuse et correctrice d'épreuves

Anna Olivier, Ph. D.
Révisseuse et correctrice d'épreuves

Dawn Slawewski, B.A.
Révisseuse et correctrice d'épreuves

Comité de rédaction

Lisa Bourque Bearskin, Ph. D.
Thompson Rivers University

Martin Chartier, D.M.D.
Agence de la santé publique du Canada

Erica Di Ruggiero, Ph. D.
University of Toronto

Charlotte Kent, Ph. D.
Centers for Disease Control and Prevention

Jean-Claude Moubarac, Ph. D.
Université de Montréal

Howard Morrison, Ph. D.
Agence de la santé publique du Canada

Candace Nykiforuk, Ph. D.
University of Alberta

Jennifer O'Loughlin, Ph. D.
Université de Montréal

Scott Patten, M.D., Ph. D., FRCPC
University of Calgary

Richard Stanwick, M.D., FRCPC, FAAP
Island Health

Mark Tremblay, Ph. D.
Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario

Joslyn Trowbridge, M.P.P.
University of Toronto

**Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats,
à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique.**

— Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.

© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2020

ISSN 2368-7398

Pub. 190451

PHAC.HPCDP.journal-revue.PSPMC.ASPC@canada.ca

Also available in English under the title: *Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canada: Research, Policy and Practice*

Les lignes directrices pour la présentation de manuscrits à la revue ainsi que les renseignements sur les types d'articles sont disponibles à la page : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/rapports-publications/promotion-sante-prevention-maladies-chroniques-canada-recherche-politiques-pratiques/information-intention-auteurs.html>

Recherche quantitative originale

Différences entre les sexes quant à l'association longitudinale entre classes latentes multiniveaux de comportements à risque associés aux maladies chroniques et indice de masse corporelle chez les adolescents

Nour Hammami, Ph. D. (1); Ashok Chaurasia, Ph. D. (2); Philip Bigelow, Ph. D. (2); Scott T. Leatherdale, Ph. D. (2)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. Peu d'études ont évalué la relation entre des comportements à risque associés aux maladies chroniques et l'indice de masse corporelle (IMC) dans un contexte longitudinal sexospécifique. Cette étude s'appuie sur des analyses sexospécifiques pour évaluer dans quelle mesure des classes latentes de comportements à risque associés aux maladies chroniques fixées au départ sont liées à l'IMC et au statut pondéral lors du suivi.

Méthodologie. Des données longitudinales provenant de 4 510 élèves de la 9^e à la 12^e année, suivis de 2013 à 2015 dans le cadre de l'étude COMPASS, ont servi à évaluer les différences entre les sexes dans l'association décalée entre des classes latentes déterminées au départ (d'activité physique et de consommation de substances) et l'IMC lors des phases ultérieures au moyen de modèles multiniveaux à effets mixtes. Nos modèles de régression multiniveaux ont permis d'évaluer l'association entre deux classes latentes, les jeunes expérimentateurs actifs et les jeunes inactifs qui ne consomment pas, et l'IMC, lorsque les données sont stratifiées selon le sexe.

Résultats. Les garçons inactifs qui ne consomment pas ont été associés à un IMC continu plus élevé de 0,29 (IC à 95 % : 0,057 à 0,53) ainsi qu'à une probabilité d'embonpoint ou d'obésité supérieure de 72 % (RC = 1,72; IC à 95 % : 1,2 à 2,4) pour l'IMC binaire lors du suivi par rapport aux garçons actifs qui expérimentent la consommation de substances. Aucune association significative n'a été décelée chez les filles.

Conclusion. Au fil du temps, l'activité physique joue un rôle protecteur relativement à l'IMC chez les garçons. La consommation de substances et l'inactivité physique devraient toutes deux être ciblées par les efforts de prévention de l'obésité. La stratification selon le sexe dans les analyses est également importante, car l'augmentation de l'IMC dépend de facteurs différents chez les garçons et chez les filles.

Mots-clés : *comportements à risque associés aux maladies chroniques, consommation de substances, activité physique, sexe, IMC, obésité, embonpoint, adiposité*

Introduction

L'embonpoint et l'obésité sont en progression chez les jeunes : 27 % des enfants canadiens ont été classés comme faisant de l'embonpoint ou étant obèses en 2013¹.

L'obésité juvénile se poursuit à l'âge adulte, augmentant alors le risque de maladies chroniques^{2,3}. Le fait que l'indice de masse corporelle (IMC) diminue chez les jeunes au fil du temps (chez les garçons plus que chez les filles) mais pas

Points saillants

- Environ 20 % des jeunes qui faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses avaient un indice de masse corporelle (IMC) normal un an plus tard.
- Des augmentations de l'IMC et de la probabilité de faire de l'embonpoint ou de devenir obèse ont été observées chez les garçons inactifs qui ne consommaient pas de substances, comparativement à leurs pairs actifs qui consommaient des substances. Aucune association n'a été décelée chez les filles.
- Chez les garçons, l'activité physique semble jouer un rôle dans le maintien de l'IMC, et ce, malgré la consommation de substances.

chez les adultes souligne l'importance des efforts de prévention visant ce groupe d'âge^{1,4,5}.

Malgré les efforts de prévention et d'intervention en santé publique, l'IMC augmente au sein de plusieurs populations, dont chez les jeunes canadiens^{5,6}. De nombreux facteurs contribuent à l'embonpoint et à l'obésité, en particulier les comportements à risque associés aux maladies chroniques (CRMC) comme l'inactivité physique ou la consommation excessive occasionnelle d'alcool^{7,8}. Dans le cadre de la recherche de Laxer et ses collaborateurs⁶, des données longitudinales (2012 à

Rattachement des auteurs :

1. Institut des politiques sociales et de la santé, Université McGill, Montréal (Québec), Canada
2. École de santé publique et des systèmes de santé, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada

Correspondance : Nour Hammami, Université McGill, Institut des politiques sociales et de la santé, 1130, avenue des Pins Ouest, Montréal (Québec) H3A 1A3; tél. : 514 398-6764; courriel : nour.hammami@mail.mcgill.ca

2014) tirées de l'étude COMPASS (Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour) ont été utilisées pour évaluer l'effet de 15 CRMC (dont l'inactivité physique, les choix alimentaires, la sédentarité et la consommation de substances) déterminés au début de l'étude (au moyen de classes latentes) sur l'IMC au fil des ans, en tenant compte du sexe. Les auteurs ont constaté que l'IMC augmentait en moyenne de 0,61 unité par année, mais les chercheurs n'ont pas été en mesure de déterminer une classe latente particulière présentant un risque plus élevé d'augmentation de l'IMC.

Devis-Devis et ses collaborateurs⁴ et Jackson et Cunningham⁹ n'ont trouvé aucune association entre les classes latentes de CRMC et l'obésité et ont recommandé un examen plus approfondi⁴. Une limite commune à ces deux études est qu'elles n'ont porté que sur l'activité physique, la sédentarité et l'alimentation^{4,10}, en dépit d'éléments indiquant que les consommateurs de substances (c.-à-d. les fumeurs et les consommateurs de marijuana) sont plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses que leurs homologues ne consommant pas de substances¹¹⁻¹³.

Une autre lacune notable des recherches antérieures a été l'absence d'évaluation du rôle du sexe dans l'association entre les CRMC et l'obésité^{6,9,14,15}. Par exemple, Laxer et ses collaborateurs ont signalé une augmentation plus élevée de l'IMC chez les garçons, mais n'ont effectué aucune modélisation sexospécifique⁶. D'autres études ont montré des différences entre les sexes en ce qui a trait à l'IMC^{16,17} et à l'adoption de CRMC, dont l'inactivité physique et la consommation de substances^{17,18}, ce qui justifie le recours à des modèles sexospécifiques. La recherche a également révélé que l'inactivité physique et la consommation de substances jouent un rôle dans l'embonpoint et l'obésité chez les jeunes^{14,15,17,19,20}, montrant l'importance d'intégrer à la fois la consommation de substances et les analyses stratifiées selon le sexe dans la recherche sur l'obésité chez les jeunes.

Compte tenu des lacunes notables dans la littérature sur l'obésité, Hammami et ses collaborateurs¹⁷ ont établi des classes latentes de CRMC (inactivité physique, consommation excessive occasionnelle d'alcool, consommation de marijuana et

tabagisme) en 2013-2015 et ont effectué une régression de l'IMC par rapport à ces trois classes (par analyses transversales répétées) chez les jeunes de l'Ontario (Canada) participant à l'étude COMPASS. Les auteurs ont constaté que, chez les filles, les classes latentes incluant l'inactivité et la consommation de substances étaient associées à une probabilité plus élevée d'embonpoint ou d'obésité que chez les filles actives qui ne consommaient pas de substances, mais qu'en revanche, chez les garçons, l'activité et l'expérimentation avec la consommation de substances étaient associés à une probabilité plus élevée d'embonpoint ou d'obésité par rapport aux garçons inactifs qui ne consommaient pas¹⁷.

Toutefois, on ne sait pas si les garçons et les filles de ces classes latentes avaient des IMC plus élevés par rapport à leurs homologues n'en faisant pas partie au moment du suivi. Or cette information est cruciale pour les programmes de prévention de l'obésité et de la consommation de substances, parce que les CRMC sont modifiables, et le fait de s'y attaquer pendant que les jeunes sont à l'école peut aider à réduire l'incidence des facteurs associés à un IMC élevé ou en augmentation. Dans ce cadre, notre étude avait pour but d'examiner, chez les participants de l'étude COMPASS en Ontario (Canada), l'association entre certaines classes latentes de CRMC – soit l'inactivité physique, la consommation excessive occasionnelle d'alcool, la consommation de marijuana et le tabagisme – et l'IMC, et ce, en tenant compte du sexe.

Méthodologie

L'étude COMPASS est une vaste étude longitudinale (2012 à 2021) qui recueille des données sur les comportements et sur les résultats d'élèves du secondaire au Canada. De plus amples renseignements sur l'étude COMPASS (<http://www.compass.uwaterloo.ca>) sont disponibles ailleurs²¹.

Notre étude s'appuie sur trois des vagues de données de COMPASS en Ontario. La vague 1 a été recueillie durant l'année scolaire 2013-2014, la vague 2 durant l'année scolaire 2014-2015 et la vague 3 durant l'année scolaire 2015-2016. Conformément aux recherches antérieures^{6,17}, nous avons choisi de concentrer notre attention sur les données de l'Ontario, car celles-ci forment 92 % des observations

pour ces vagues de données au sein de l'étude COMPASS.

Participants

Au total, 41 734 jeunes de 9^e, 10^e, 11^e ou 12^e année ont répondu au questionnaire destiné aux élèves lors de la vague 1, 39 013 lors de la vague 2 et 37 106 lors de la vague 3. La plupart des élèves qui n'ont pas répondu (respectivement 20,9 %, 21,6 % et 20,1 % pour les vagues 1, 2 et 3) étaient absents de l'école le jour où le questionnaire a été rempli. Les élèves ont été recrutés dans des écoles qui autorisent l'utilisation de protocoles d'information active et de consentement passif (respectivement 79, 78 et 72 écoles pour les vagues 1, 2 et 3). Outre l'approbation des écoles et des conseils scolaires, le Bureau d'éthique de la recherche de l'Université de Waterloo a approuvé toutes les procédures. Le consentement passif a été obtenu des participants.

Les écoles ayant participé à au moins deux des trois vagues (soit 70 écoles à chaque vague) ont été incluses dans cette étude, de même que les jeunes ayant répondu au questionnaire plus d'une fois ($n = 6594$).

Mesures

Indice de masse corporelle (variable dépendante)

Nous avons calculé l'IMC à l'aide de données autodéclarées sur la taille et le poids. Nous avons utilisé les valeurs seuils de l'IMC fournies par l'Organisation mondiale de la santé²² selon l'âge et le sexe, en fonction de l'âge de notre échantillon. Les mesures utilisées pour déterminer l'IMC chez les participants de l'étude COMPASS ont déjà été validées (coefficient de corrélation intraclasse [CCI] = 0,84)²³.

L'IMC calculé à chaque point dans le temps variait entre 10 et 49,9 kg/m², ce qui laisse supposer la présence de valeurs aberrantes. Après avoir éliminé les valeurs aberrantes aux extrémités de 1 % et 99 % de la fourchette, l'IMC se situait entre 15,5 et 35,9. L'IMC a été utilisé à la fois en tant que variable continue et en tant que résultat binaire (sous forme de statut pondéral) à des fins de comparaison. Nous avons utilisé le statut pondéral en fonction du seuil de l'IMC (embonpoint ou obésité par rapport à poids normal) car les jeunes classés comme faisant de l'embonpoint et ceux étant obèses présentent des risques

similaires de maladies chroniques futures²⁴. Cette méthode est, en outre, conforme aux études publiées précédemment^{15,17,25}.

Comportements à risque associés aux maladies chroniques (variables indépendantes)

Les mesures de CRMC et la procédure d'analyse multiniveau des classes latentes sont décrites brièvement ci-dessous (pour de plus amples renseignements, consulter Hammami et ses collaborateurs¹⁷).

Activité physique

Nous avons décrit les jeunes comme étant physiquement actifs s'ils se conformaient aux *Directives canadiennes en matière de mouvement sur 24 heures pour les enfants et les jeunes*^{17,26}.

Comportements de consommation de substances

L'identification des fumeurs reposait sur les réponses à deux questions du questionnaire : on demandait 1) si les répondants avaient déjà fumé 100 cigarettes entières ou plus au cours de leur vie et 2) combien de jours au cours des 30 derniers jours les répondants avaient fumé une ou plusieurs cigarettes. Les élèves ayant répondu « oui » à la première question et ayant déclaré avoir fumé au cours des 30 jours précédents ont été considérés comme fumeurs^{17,27}.

Pour cibler le comportement de consommation excessive occasionnelle d'alcool, on a demandé aux répondants combien de fois ils avaient bu cinq consommations d'alcool ou plus en une même occasion au cours des douze derniers mois. Ceux qui avaient bu cinq verres ou plus au moins une fois au cours du dernier mois ont été considérés comme buveurs excessifs^{17,28,29}.

On a demandé aux répondants d'indiquer combien de fois ils avaient consommé de la marijuana ou du cannabis au cours des douze derniers mois. Ceux qui ont répondu avoir consommé de la marijuana au cours du dernier mois ont été considérés comme consommateurs de marijuana^{17,28,29}.

Classes latentes de comportements à risque associés aux maladies chroniques (CRMC)

Nous avons effectué antérieurement une analyse multiniveau des classes latentes en utilisant des modèles sexospécifiques pour les vagues 1 à 3 des données de cette étude afin d'évaluer de façon indépendante la cohérence au fil du temps des profils de CRMC identifiés¹⁷. Les résultats ont suggéré soit deux classes latentes

(les expérimentateurs actifs et les non-consommateurs inactifs), soit trois classes latentes (les expérimentateurs actifs, les non-consommateurs inactifs et les consommateurs inactifs).

Pour nous assurer que les classes étudiées au fil du temps (en ce qui concerne leur association avec l'IMC) étaient comparables, nous avons supposé que les classes étaient fixes en nombre et en type³⁰. Puisque toutes les vagues de notre étude comportaient au moins deux classes latentes, nous avons effectué nos analyses longitudinales au moyen d'un modèle parcimonieux de deux classes latentes d'élèves, cette parcimonie facilitant de plus l'interprétation et la communication des résultats.

Autres variables : ethnicité et sexe

Nous avons déterminé l'ethnicité en nous basant sur les réponses à la question « Comment vous décririez-vous? » du questionnaire destiné aux élèves. Les réponses possibles étaient « Blanc », « Noir », « Asiatique », « Autochtone (Premières Nations, Métis, Inuit) », « Latino-Américain/Hispanique » ou « Autre ». Nous avons regroupé les ethnies non blanches, car elles ne formaient ensemble qu'environ 25 % de l'échantillon. Dans ces analyses, l'ethnicité n'est utilisée que comme variable de contrôle.

Nous avons déterminé le sexe en nous basant sur les réponses à la question « Êtes-vous de sexe masculin ou féminin? », dont les choix de réponse étaient « masculin » et « féminin ».

Analyses statistiques

Pour obtenir les statistiques descriptives des variables, nous avons calculé les fréquences et les pourcentages selon le sexe pour les variables catégorielles d'intérêt et les moyennes et les écarts-types pour les variables continues. Toutes les analyses ont été réalisées au moyen du logiciel statistique SAS, version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis), avec un seuil de signification de $p < 0,05$.

Une analyse exploratoire bivariée a été effectuée au moyen du test de McNemar pour évaluer la mesure dans laquelle les jeunes ont changé de catégorie de statut pondéral et de classe latente

(c.-à-d. les transitions) au cours de vagues consécutives.

Nous avons utilisé des modèles de régression à effets mixtes stratifiés selon le sexe pour évaluer l'association longitudinale entre les classes latentes (décalées) de CRMC et l'IMC (au moment du suivi). Dans ces modèles, l'IMC a été classé de deux façons : comme IMC continu et comme IMC binaire (embonpoint ou obésité par rapport à poids normal). Tous les modèles mixtes ont été corrigés pour tenir compte à la fois de la structure hiérarchique des données et des prédicteurs suivants : IMC (lors de la vague antérieure), ethnicité (au début), niveau scolaire (lors de la vague actuelle) et année.

Tous les modèles de régression à effets mixtes ont limité l'analyse aux schémas monotones de données manquantes dans les résultats par la méthode du maximum de vraisemblance, en se basant sur l'hypothèse que les données « sont manquantes de façon aléatoire »³¹. Au total, 4 510 jeunes ont répondu à au moins deux questionnaires destinés aux élèves au cours des trois vagues (avec un schéma monotone de données manquantes sur l'IMC) et ont donc été inclus dans les analyses.

Résultats

Participants à l'étude

Pour les 3 vagues, les filles formaient 51,1 % des élèves du secondaire ayant répondu (tableau 1). L'IMC moyen lors de la vague 1 était de 21,0 chez les filles et de 21,6 chez les garçons (ce qui correspond à un poids normal). Les estimations étaient semblables pour les vagues 2 (filles, 21,6; garçons, 22,4) et 3 (filles, 21,9; garçons, 22,9).

Plus de la moitié des filles ont déclaré avoir un IMC normal (respectivement 55,2 %, 55,0 % et 55,2 % pour les vagues 1, 2 et 3). Cette proportion était supérieure à celle des garçons ayant déclaré avoir un IMC normal (respectivement 44,8 %, 45,0 % et 44,8 %). Logiquement, les garçons ont déclaré des taux plus élevés d'embonpoint ou d'obésité (61,7 %, 61,1 % et 61,5 % respectivement) que leurs homologues de sexe féminin (38,3 %, 39,9 % et 38,5 % respectivement).

TABEAU 1
Statistiques sommaires sur les résultats longitudinaux et les covariables, selon le sexe,
chez les élèves du secondaire de la 9^e à la 12^e année, étude COMPASS (Ontario, Canada)

Caractéristiques démographiques	Participants à l'étude, % (n) ^a					
	Vague 1		Vague 2		Vague 3	
	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons
Répartition des sexes	51,1 (2 307)	48,9 (2 203)	51,1 (2 307)	48,9 (2 203)	51,1 (2 307)	48,9 (2 203)
Ethnicité						
Blanc	51,5 (1 826)	48,5 (1 721)	—	—	—	—
Non blanc	50,2 (474)	49,8 (470)	—	—	—	—
Niveau						
9 ^e année	50,7 (1 551)	49,3 (1 505)	—	—	—	—
10 ^e année	53,0 (724)	47,0 (643)	50,7 (1 541)	49,3 (1 500)	—	—
11 ^e année	36,8 (32)	63,2 (55)	53,1 (728)	46,9 (643)	50,7 (1 532)	49,3 (1 488)
12 ^e année	—	—	37,4 (31)	62,6 (52)	52,3 (747)	47,7 (682)
Statut pondéral (IMC binaire) ^b						
Normal	55,2 (1 896)	44,8 (1 541)	55,0 (1 782)	45,0 (1 457)	55,2 (1 642)	44,8 (1 334)
Embonpoint ou obésité	38,3 (411)	61,7 (662)	39,9 (413)	61,1 (648)	38,5 (362)	61,5 (578)
IMC continu (É.-T.)	21,0 (3,1)	21,6 (3,4)	21,6 (3,2)	22,4 (3,5)	21,9 (3,2)	22,9 (3,5)
Classes latentes						
Expérimentateurs actifs	59,0 (128)	41,0 (89)	49,9 (253)	50,1 (254)	46,0 (354)	54,0 (415)
Non-consommateurs inactifs	50,8 (2 179)	49,2 (2 114)	51,3 (2 054)	48,7 (1 949)	52,2 (1 953)	47,8 (1 788)

Abréviations : COMPASS, Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour; É.-T., écart-type; IMC, indice de masse corporelle.

^a Pour les variables catégorielles, on présente les pourcentages et la taille de l'échantillon et, pour les variables continues, la moyenne et l'écart-type.

^b Les catégories d'IMC étaient spécifiques selon l'âge et le sexe, conformément aux fiches de croissance de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS)²².

Transitions dans le statut pondéral

La plupart des jeunes classés comme ayant un poids normal sont demeurés dans cette catégorie au moment du suivi (vague 1 à 2 : chez les filles 92,8 % et chez les garçons 89,5 %; vague 2 à 3 : chez les filles 95 % et chez les garçons 90,3 %) (tableau 2). La plupart des jeunes classés au départ comme faisant de l'embonpoint ou étant obèses sont demeurés dans cette catégorie au cours des vagues consécutives (vague 1 à 2 : chez les filles 75,1 % et chez les garçons 78,4 %; vague 2 à 3 : chez les filles 78,4 % et chez les garçons 77,7 %).

Une plus faible proportion de filles que de garçons ont déclaré être passés d'un poids normal à l'embonpoint ou à l'obésité au moment du suivi (vague 1 à 2 : chez les filles 7,2 %, chez les garçons 10,5 %; vague 2 à 3 : chez les filles 5,0 %, chez les garçons 9,7 %). Une plus grande proportion de filles sont passées de l'embonpoint ou de l'obésité à un poids normal au moment du suivi (vague 1 à 2 : chez les filles 24,9 %, chez les garçons 21,6 %; vague 2 à 3 : chez les filles 21,6 %, chez les garçons 22,3 %). Ces transitions ont

été considérées comme significatives uniquement chez les filles de la vague 1 à la vague 2.

Transitions entre les classes latentes

La plupart des expérimentateurs actifs n'ont pas changé de classe au moment du suivi (vague 1 à 2 : filles 71,9 % et garçons 71,9 %; vague 2 à 3 : filles 70,7 % et garçons 70,9 %) (tableau 3). De même, les non-consommateurs inactifs ne consommaient toujours pas de substances au moment du suivi (vague 1 à 2 : filles 92,6 % et garçons 91,0 %; vague 2 à 3 : filles 91,5 % et garçons 87,9 %).

La transition du statut d'expérimentateur actif au statut de non-consommateur inactif s'est produite à des taux plus élevés que la transition inverse, c'est-à-dire du statut de non-consommateur inactif au statut d'expérimentateur actif (vague 1 à 2 : filles 28,1 % et garçons 28,1 %; vague 2 à 3 : filles 29,3 % et garçons 29,1 %). Une statistique significative du test du chi carré de McNemar ($p < 0,0001$) suggère des transitions statistiquement significatives dans les classes latentes de

CRMC chez les jeunes sur une période d'un an.

Analyses de régression longitudinales

Les garçons non-consommateurs inactifs lors d'une vague antérieure ont été associés à une augmentation moyenne de 0,29 de l'IMC continu au moment du suivi par rapport aux expérimentateurs actifs (intervalle de confiance [IC] à 95 % : 0,057 à 0,53) (tableau 4). Lorsque le statut pondéral a été utilisé comme résultat, les garçons non-consommateurs inactifs ont été associés à une probabilité 72 % plus élevée d'embonpoint ou d'obésité comparativement aux expérimentateurs actifs (RC = 1,72, IC à 95 % : 1,2 à 2,4). Aucune association significative n'a été décelée chez les filles.

Analyse

En nous appuyant sur des recherches antérieures¹⁷, nous avons effectué une analyse longitudinale pour évaluer les différences entre les sexes dans l'association des CRMC déterminées au départ et de l'IMC au moment du suivi. Notre évaluation montre qu'au moment du suivi, l'IMC

TABEAU 2
Transitions dans le statut pondéral au cours de vagues consécutives (vague 1 à 2 et vague 2 à 3), selon le sexe, chez les élèves du secondaire de la 9^e à la 12^e année, étude COMPASS (Ontario, Canada)

Population		Statut binaire de l'IMC ^a , % (n)		Chi carré de McNemar
		Normal	Embonpoint ou obésité	
		Vague 2		
Vague 1	Filles			
	Normal	92,8 (1 688)	7,2 (130)	5,78*
	Embonpoint ou obésité	24,9 (94)	75,1 (283)	
	Garçons			
	Normal	89,5 (1 321)	10,5 (155)	1,24
Embonpoint ou obésité	21,6 (136)	78,4 (493)		
		Vague 3		
Vague 2	Filles			
	Normal	95,0 (1 565)	5,0 (82)	0,16
	Embonpoint ou obésité	21,6 (77)	78,4 (280)	
	Garçons			
	Normal	90,3 (1 205)	9,7 (129)	0
Embonpoint ou obésité	22,3 (129)	77,7 (449)		

Abréviations : COMPASS, Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour; IMC, indice de masse corporelle.

^a Les catégories d'IMC étaient spécifiques selon l'âge et le sexe, conformément aux fiches de croissance de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS)²².

* $p < 0,05$.

TABEAU 3
Transitions dans les classes latentes au cours de vagues consécutives (vague 1 à 2 et vague 2 à 3), selon le sexe, chez les élèves du secondaire de la 9^e à la 12^e année, étude COMPASS (Ontario, Canada)

Population		Classes latentes de comportements à risque associés aux maladies chroniques, % (n)		Chi carré de McNemar
		Expérimentateurs actifs	Non-consommateurs inactifs	
		Vague 2		
Vague 1	Filles			
	Expérimentateurs actifs	71,9 (92)	28,1 (36)	79,3***
	Non-consommateurs inactifs	7,4 (161)	92,6 (2 018)	
	Garçons			
	Expérimentateurs actifs	71,9 (64)	28,1 (25)	126,6***
Non-consommateurs inactifs	9,0 (190)	91,0 (1 924)		
		Vague 3		
Vague 2	Filles			
	Expérimentateurs actifs	70,7 (179)	29,3 (74)	41,0***
	Non-consommateurs inactifs	8,5 (175)	91,5 (1 879)	
	Garçons			
	Expérimentateurs actifs	70,9 (180)	29,1 (74)	83,9***
Non-consommateurs inactifs	12,1 (235)	87,9 (1 714)		

Abréviation : COMPASS, Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour.

*** $p < 0,0001$.

était plus élevé de 0,29 chez les garçons non-consommateurs inactifs que chez les expérimentateurs actifs, et qu'aucune association significative de la sorte n'est décelable chez les filles. En outre, les garçons non-consommateurs inactifs présentaient une probabilité 72 % plus élevée d'embonpoint ou d'obésité comparativement à leurs homologues plus actifs qui expérimentaient la consommation de substances.

Nos constatations soulignent l'importance des analyses stratifiées qui évaluent l'association entre les CRMC et l'IMC longitudinal, car il est peu probable que les résultats des analyses transversales de nos recherches antérieures¹⁷ soient conformes aux résultats des analyses longitudinales.

La consommation de substances est associée à une prévalence et à une incidence plus élevées de l'obésité^{12,14,19,32}. Nos résultats sont explicables en partie par la différence de niveau d'activité physique entre les deux classes. L'activité physique s'est avérée jouer un rôle protecteur contre l'obésité chez les garçons, mais pas chez les filles aux États-Unis³³.

L'activité physique n'est pas le seul comportement qui entraîne des différences en matière d'embonpoint ou d'obésité. Les recherches montrent que les comportements malsains associés aux maladies chroniques contribuent collectivement à accroître l'IMC chez les jeunes. Un faible niveau d'activité physique n'est pas un facteur isolé : il est habituellement associé à un mauvais régime alimentaire et à un comportement sédentaire. La façon dont la recherche est menée devrait refléter cette réalité³⁴⁻³⁷.

La théorie des comportements problématiques (1977) explique que les jeunes qui adoptent un comportement problématique sont plus susceptibles d'adopter d'autres comportements problématiques en raison de leurs significations communes et des influences sociales qui entourent ces comportements³⁸. Les recherches indiquent qu'un changement de comportement (positif ou négatif) est plus efficace lorsque tous les comportements sont ciblés simultanément plutôt que de façon isolée³⁹. En outre, l'influence des pairs serait associée à des différences au niveau du régime alimentaire, de l'exercice et de l'IMC^{37,40}. Les résultats d'études récemment menées en Europe suggèrent également que les expérimentateurs actifs sont susceptibles d'avoir

TABEAU 4
Estimations corrigées des modèles à effets mixtes^a ayant servi à la régression de l'IMC par rapport aux classes latentes décalées, selon le sexe, chez les élèves du secondaire de la 9^e à la 12^e année, étude COMPASS (Ontario, Canada)

Classes latentes lors de la vague antérieure	Coefficients de régression (IC à 95 %) ^b	RC (IC à 95 %) ^c
Females		
	Modèle 1	Modèle 2
Expérimentateur actif (réf.)		
Non-consommateur inactif	-0,0087 (-0,20 à 0,19)	0,85 (0,55 à 1,32)
Males		
	Modèle 3	Modèle 4
Expérimentateur actif (réf.)		
Non-consommateur inactif	0,29* (0,057 à 0,53)	1,72** (1,2 à 2,4)

Abréviations : COMPASS, Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour; IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; RC, rapport de cotes; réf., référence.

^a Tous les modèles sont corrigés pour l'IMC (lors de la vague antérieure), l'ethnicité (au moment du suivi), le niveau scolaire (au moment du suivi) et l'année.

^b Coefficient de régression (IC à 95 %) tiré de la régression linéaire, avec l'IMC continu comme résultat.

^c Rapport de cotes de la régression logistique, avec le poids normal comme catégorie de référence et un IMC binaire comme résultat.

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

des amis expérimentateurs qui tendent à faire de l'activité physique dans leurs temps libres. On rapporte que les normes sociales perçues des athlètes ainsi que leur exposition accrue à l'alcool, attribuable à la publicité sur l'alcool présente au cours des événements sportifs, jouent un rôle important dans leur consommation d'alcool plus élevée par rapport à leurs pairs^{41,42}. De même, les jeunes non-consommateurs inactifs sont susceptibles d'avoir des amis non-consommateurs qui ont des passe-temps sédentaires (p. ex. télévision, jeux vidéo)³⁷.

Nos analyses indiquent une augmentation annuelle de l'IMC chez les deux sexes, ce qui est conforme aux recherches antérieures^{5,6}, mais les prédicteurs de l'augmentation annuelle diffèrent. L'activité physique et la consommation de substances ne sont probablement pas des prédicteurs de l'augmentation de l'IMC chez les filles. Des études montrent que les femmes adultes ont des habitudes alimentaires plus saines que les hommes adultes⁴³. Néanmoins, une étude menée auprès d'adultes en Écosse, en Angleterre et en Irlande du Nord a révélé que l'écart d'IMC s'expliquait par l'activité physique (dans une mesure de 10,3 %) et les comportements alimentaires (dans une mesure de 10,3 %), une saine alimentation n'expliquant que 1,6 % de cet écart⁴³.

Nous avons constaté qu'environ le quart des jeunes font la transition vers un poids « plus sain » : 28,1 % des jeunes ayant de l'embonpoint ou étant obèses lors de la vague 1 sont passés à un poids normal lors de la vague 2 et 27,3 % des jeunes ayant de l'embonpoint ou étant obèses lors de la vague 2 sont passés à un poids normal lors de la vague 3. Des résultats similaires ont été rapportés en Espagne, où 26 % des jeunes classés comme obèses ont fait la transition vers un statut d'embonpoint⁴. Le fait que plus du quart des jeunes soient passés à une catégorie d'IMC inférieure souligne la nécessité de mener des recherches sur les attitudes, les comportements et l'influence des pairs et de l'école chez ces jeunes. Ces recherches fourniront d'importantes leçons sur la façon dont les jeunes réussissent à atteindre un poids plus sain.

L'IMC a également tendance à augmenter chez les adultes, et les diminutions déclarées sont moins fréquentes que chez les jeunes. Ainsi, sur une période de 18 ans, l'IMC chez les adultes aux États-Unis a augmenté de 13 % (soit l'équivalent de 3,1), alors que seulement 1,9 % des femmes et 0,5 % des hommes ont vu leur IMC baisser d'une unité⁵. Nos conclusions et celles d'autres études⁴ selon lesquelles une proportion notable de jeunes ayant de l'embonpoint ou étant obèses passent à une catégorie inférieure d'IMC soulignent

l'importance de l'atteinte et du maintien d'un poids santé à l'adolescence.

Du point de vue de la prévention de l'obésité et des maladies chroniques, les interventions en milieu scolaire sont justifiées, car elles sont également associées à des diminutions dans la consommation de substances^{44,45}. Les programmes à approche participative, qui gagnent en popularité en raison de leur succès, encouragent les jeunes à participer et ont réussi à fidéliser les élèves⁴⁶ et à entraîner des diminutions de l'IMC⁴⁷. Une méta-analyse montre que la formation en résolution de problèmes et les techniques issues de la thérapie cognitivo-comportementale ont été bénéfiques, tout comme l'ont été les programmes basés sur une approche fondée sur les influences sociales qui enseignent des techniques de refus⁴⁸.

Les programmes personnalisés de prévention et d'intervention (par exemple les programmes sexospécifiques) seraient plus efficaces que ceux destinés à l'ensemble des jeunes⁴⁹. Nos constatations sont importantes parce qu'elles montrent que les jeunes ont des prédicteurs longitudinaux sexospécifiques de l'IMC, ce qui justifie des efforts de prévention et d'intervention ciblés selon le sexe. Nous recommandons que les interventions en milieu scolaire concernant l'inactivité et la consommation de substances soient axées sur la promotion d'une saine alimentation chez les garçons en particulier et sur les comportements malsains de restriction alimentaire chez les filles en particulier. La littérature scientifique montre que les interventions qui ciblent plusieurs comportements relatifs à la santé en même temps sont associées à plus de résultats souhaités, particulièrement lorsqu'une recommandation visant à augmenter l'activité physique ou à limiter le temps passé devant un écran prédomine^{50,51}.

Forces et limites

Notre étude contribue à renforcer la validité des analyses indiquant que les CRMC sont associés à la santé des jeunes de façon différente au fil du temps et selon le sexe. Dans le cadre de notre étude, nous avons adopté une approche novatrice en tenant compte de la dépendance des élèves dans un même milieu scolaire tant dans l'analyse multiniveau des classes latentes selon le sexe que dans les analyses de régression longitudinales multiniveaux selon le sexe. Nos résultats invitent

à conclure que les augmentations de l'IMC au moment du suivi sont associées de façon significative à la classe latente des non-consommateurs inactifs chez les garçons, aucune association de la sorte n'ayant été constatée chez les filles. Des études similaires, qui utilisaient seulement une correction en fonction du sexe, n'ont peut-être pas permis d'établir de lien parce qu'elles n'utilisaient pas de stratification selon le sexe⁶. De plus, nous avons tenu compte des données manquantes monotones en utilisant des modèles fondés sur la méthode du maximum de vraisemblance, d'après l'hypothèse voulant que les données soient manquantes de façon aléatoire. Ces modèles sont préférables aux modèles basés sur une analyse de cas complet, car ces derniers supposent que le résultat est manquant de façon complètement aléatoire³¹.

En ce qui concerne les limites, les réponses au questionnaire destiné aux élèves sont entièrement autodéclarées et sont donc sujettes à un biais de désirabilité sociale. Toutefois, des analyses antérieures ont montré qu'il n'y a pas de différences significatives quant à la prévalence de l'IMC entre les autodéclarations de l'étude COMPASS et les valeurs mesurées par un professionnel qualifié dans un échantillon national de jeunes au Canada¹⁷. L'IMC autodéclaré par les participants de l'étude COMPASS a un niveau de validité élevé comparativement aux mesures faites par un professionnel qualifié (CCI = 0,84)²³.

En outre, le recours au consentement passif est susceptible d'atténuer le biais de désirabilité sociale. Les procédures de consentement actif sont déconseillées pour mesurer la consommation de substances afin d'éviter de limiter la participation des consommateurs de substances, qui sont les plus susceptibles de bénéficier de ces programmes⁵².

Seules deux classes latentes ont été utilisées dans l'analyse : les expérimentateurs actifs et les non-consommateurs inactifs. Cela ne signifie pas que les autres jeunes ont été exclus des analyses, mais plutôt que certains jeunes auraient pu mieux correspondre à une autre classe latente, par exemple, les consommateurs inactifs¹⁷. Or, pour effectuer notre analyse longitudinale, les classes devaient être figées de la sorte pendant les trois années pour

qu'il soit possible de faire des comparaisons au fil du temps.

Enfin, l'étude COMPASS n'est pas généralisable aux jeunes de l'ensemble du Canada car elle utilise un échantillonnage raisonné. Toutefois, la prévalence de la consommation de substances et celle de l'IMC étaient comparables à celles observées dans un échantillon représentatif à l'échelle nationale⁵³.

Conclusion

Même si des analyses transversales antérieures montrent que les jeunes des classes latentes qui consomment des substances sont associés à un IMC plus élevé et à une probabilité supérieure d'embonpoint ou d'obésité¹⁷, nos résultats longitudinaux indiquent que les garçons inactifs qui ne consomment pas de substances ont une probabilité 72 % plus élevée d'embonpoint ou d'obésité comparativement à leurs pairs actifs qui expérimentent la consommation de substances. Cela indique que l'activité physique joue un rôle longitudinal dans l'IMC chez les garçons. Aucun prédicteur longitudinal de l'augmentation de l'IMC n'a été relevé chez les filles en fonction des classes latentes de l'activité physique et de la consommation de substances.

Remerciements

Les auteurs remercient Trevor Bain, Kate Battista et Chad Bredin pour leur aide à l'accès aux données et au logiciel SAS.

L'étude COMPASS a reçu le soutien d'une subvention transitoire de l'Institut de la nutrition, du métabolisme et du diabète des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), grâce à l'attribution du financement prioritaire « Obesity-Interventions to Prevent or Treat » (Interventions pour prévenir ou traiter l'obésité) (OOP-110788; subvention accordée à S. Leatherdale), d'une subvention de fonctionnement de l'Institut de la santé publique et des populations (ISPP) des IRSC (MOP-114875; subvention accordée à S. Leatherdale), d'une subvention de projet des IRSC (PJT-148562; subvention accordée à S. Leatherdale), d'une subvention transitoire des IRSC (PJT-149092; subvention accordée à K. Patte et S. Leatherdale), d'une subvention de projet des IRSC (PJT-159693; subvention accordée à K. Patte) et d'un accord de financement de la recherche conclu avec Santé Canada

(n° 1617-HQ-000012; contrat attribué à S. Leatherdale).

Conflits d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts.

Contributions des auteurs et avis

NH a conçu cette étude et sa méthodologie, effectué l'analyse et rédigé le manuscrit dans le cadre de son mémoire de doctorat à l'Université de Waterloo.

AC a supervisé le travail de NH dans la rédaction du manuscrit, contribué à la conception des analyses, interprété les résultats et revu le contenu du manuscrit.

STL a conçu l'étude COMPASS et rédigé la proposition de financement, élaboré ses outils et dirige sa mise en œuvre et sa coordination.

AC, STL et PB ont présenté des idées et des réflexions pour alimenter la discussion.

Tous les auteurs ont appuyé NH dans l'élaboration du plan d'étude, la révision des premières ébauches du manuscrit et approuvé le manuscrit final.

Le contenu de l'article et les points de vue qui y sont exprimés n'engagent que les auteurs et ne correspondent pas nécessairement à ceux du gouvernement du Canada.

Références

1. Rodd C, Sharma AK. Recent trends in the prevalence of overweight and obesity among Canadian children. *CMAJ*. 2016;188(13):E313-20. doi:10.1503/cmaj.150854.
2. Lloyd LJ, Langley-Evans SC, McMullen S. Childhood obesity and risk of the adult metabolic syndrome: a systematic review. *Int J Obes*. 2012;36(1):1-11. doi:10.1038/ijo.2011.186.
3. Simmonds M, Llewellyn A, Owen CG, Woolacott N. Predicting adult obesity from childhood obesity: a systematic review and meta-analysis. *Obes Rev*. 2016;17(2):95-107. doi:10.1111/obr.12334.

4. Devis-Devis J, Lizandra J, Valencia-Peris A, Pérez-Gimeno E, Garcia-Massó X, Peiro-Velert C. Longitudinal changes in physical activity, sedentary behavior and body mass index in adolescence: migrations towards different weight cluster. *PLoS One*. 2017; 12(6):e0179502. doi:10.1371/journal.pone.0179502.
5. Malhotra R, Østbye T, Riley CM, Finkelstein EA. Young adult weight trajectories through midlife by body mass category. *Obesity (Silver Spring)*. 2013;21(9):1923-1934. doi:10.1002/oby.20318.
6. Laxer RE, Cooke M, Dubin JA, Brownson RC, Chaurasia A, Leatherdale ST. Behavioural patterns only predict concurrent BMI status and not BMI trajectories in a sample of youth in Ontario, Canada. *PLoS One*. 2018; 13(1):e0190405. doi:10.1371/journal.pone.0190405.
7. Spring B, Moller AC, Coons MJ. Multiple health behaviours: overview and implications. *J Public Health (Oxf)*. 2012;34 Suppl 1:i3-10. doi:10.1093/pubmed/fdr111.
8. Battista K, Leatherdale ST. Estimation des calories supplémentaires liées à la consommation d'alcool comme facteur potentiellement négligé de l'obésité chez les jeunes. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2017; 37(6):210-217. doi:10.24095/hpcdp.37.6.03f.
9. Jackson SL, Cunningham SA. The stability of children's weight status over time, and the role of television, physical activity, and diet. *Prev Med*. 2017;100:229-234. doi:10.1016/j.ypmed.2017.04.026.
10. Jackson SL, Cunningham SA. Social competence and obesity in elementary school. *Am J Public Health*. 2015;105(1):153-158. doi:10.2105/AJPH.2014.302208.
11. Lanza HI, Pittman P, Batshoun J. Obesity and cigarette smoking: Extending the link to E-cigarette/vaping use. *Am J Health Behav*. 2017;41(3):338-347. doi:10.5993/AJHB.41.3.13.
12. Delk J, Creamer MR, Perry CL, Harrell MB. Weight status and cigarette and electronic cigarette use in adolescents. *Am J Prev Med*. 2018;54(1):e31-35. doi:10.1016/j.amepre.2017.09.007.
13. Zeller MH, Reiter-Purtill J, Peugh JL, Wu Y, Becnel JN. Youth whose weight exceeds healthy guidelines are high-risk targets for tobacco prevention messaging and close monitoring of cigarette use. *Child Obes*. 2015; 11(4):406-414. doi:10.1089/chi.2014.0113.
14. Pasch KE, Velazquez CE, Cance JD, Moe SG, Lytle LA. Youth substance use and body composition: does risk in one area predict risk in the other? *J Youth Adolesc*. 2012;41(1):14-26. doi:10.1007/s10964-011-9706-y.
15. Laxer RE, Brownson RC, Dubin JA, Cooke M, Chaurasia A, Leatherdale ST. Clustering of risk-related modifiable behaviours and their association with overweight and obesity among a large sample of youth in the COMPASS study. *BMC Public Health*. 2017;17(1):102. doi:10.1186/s12889-017-4034-0.
16. Arbour-Nicitopoulos KP, Faulkner GE, Leatherdale ST. Learning from non-reported data: interpreting missing body mass index values in young children. *Meas Phys Educ Exerc Sci*. 2010;14(4):241-251. doi:10.1080/1091367X.2010.520243.
17. Hammami N, Chaurasia A, Bigelow P, Leatherdale ST. A gender-stratified, multilevel latent class assessment of chronic disease risk behaviours' association with BMI among youth in the COMPASS study. *Prev Med*. 2019; 126(C):105758. doi:10.1016/j.ypmed.2019.105758.
18. Harvey A, Faulkner G, Giangregorio L, Leatherdale ST. An examination of school- and student-level characteristics associated with the likelihood of students' meeting the Canadian physical activity guidelines in the COMPASS study. *Can J Public Health*. 2017;108(4):e348-354. doi:10.17269/CJPH.108.5925.
19. Huang DY, Lanza HI, Anglin MD. Association between adolescent substance use and obesity in young adulthood: a group-based dual trajectory analysis. *Addict Behav*. 2013;38(11):2653-2660. doi:10.1016/j.addbeh.2013.06.024.
20. Poitras VJ, Gray CE, Borghese MM, et al. Systematic review of the relationships between objectively measured physical activity and health indicators in school-aged children and youth. *Appl Physiol Nutr Metab*. 2016;41(6):S197-239. doi:10.1139/apnm-2015-0663.
21. Leatherdale ST, Brown KS, Carson V, et al. The COMPASS study: a longitudinal hierarchical research platform for evaluating natural experiments related to changes in school-level programs, policies and built environment resources. *BMC Public Health*. 2014; 14(1):331. doi:10.1186/1471-2458-14-331.
22. World Health Organization. Growth reference 5-19 years: BMI-for-age (5-19 years) [Internet]. Geneva (CH): World Health Organization; 2007 [consultation le 8 mars 2019]. En ligne à : http://www.who.int/growthref/who2007_bmi_for_age/en/
23. Leatherdale ST, Laxer RE. Reliability and validity of the weight status and dietary intake measures in the COMPASS questionnaire: are the self-reported measures of body mass index (BMI) and Canada's food guide servings robust? *Int J Behav Nutr Phys Act*. 2013;10(1):42. doi:10.1186/1479-5868-10-42.
24. Peirson L, Fitzpatrick-Lewis D, Morrison K, et al. Prevention of overweight and obesity in children and youth: a systematic review and meta-analysis. *CMAJ Open*. 2015;3(1):E23-33. doi:10.9778/cmajo.20140053.
25. Carson V, Faulkner G, Sabiston C, Tremblay M, Leatherdale ST. Patterns of movement behaviors and their association with overweight and obesity in youth. *Int J Public Health*. 2015; 60(5):551-559. doi:10.1007/s00038-015-0685-8.
26. Tremblay MS, Carson V, Chaput J-P, et al. Canadian 24-hour movement guidelines for children and youth: an integration of physical activity, sedentary behaviour, and sleep. *Appl Physiol Nutr Metab*. 2016;41(6 Suppl 3):S311-327. doi:10.1139/apnm-2016-0151.
27. Wong SL, Shields M, Leatherdale S, Malaisson E, Hammond D. Évaluation de la validité de la situation d'usage du tabac autodéclarée. *Rapports sur la santé*. 2012;23(1):47-54.

28. Leatherdale ST. An examination of the co-occurrence of modifiable risk factors associated with chronic disease among youth in the COMPASS study. *Cancer Causes Control*. 2015; 26(4):519-528. doi:10.1007/s10552-015-0529-0.
29. Leatherdale ST, Burkhalter R. The substance use profile of Canadian youth: exploring the prevalence of alcohol, drug and tobacco use by gender and grade. *Addict Behav*. 2012;37(3):318-322. doi:10.1016/j.addbeh.2011.10.007.
30. Tomczyk S, Pedersen A, Hanewinkel R, Isensee B, Morgenstern M. Poly-substance use patterns and trajectories in vocational students—a latent transition analysis. *Addict Behav*. 2016;58:136-141. doi:10.1016/j.addbeh.2016.02.027.
31. Hedeker D, Gibbons RD. *Longitudinal data analysis*. Hoboken (NJ) : John Wiley & Sons; 2006. 337 p.
32. Boone-Heinonen J, Gordon-Larsen P, Adair LS. Obesogenic clusters: multi-dimensional adolescent obesity-related behaviors in the U.S. *Ann Behav Med*. 2008;36(3):217-230. doi:10.1007/s12160-008-9074-3.
33. Govindan M, Gurm R, Mohan S, et al.; University of Michigan Health System. Gender differences in physiologic markers and health behaviors associated with childhood obesity. *Pediatrics*. 2013;132:468-474. doi:10.1542/peds.2012-2994.
34. Larson NI, Story M, Perry CL, Neumark-Sztainer D, Hannan PJ. Are diet and physical activity patterns related to cigarette smoking in adolescents? Findings from Project EAT. *Prev Chronic Dis*. 2007;4(3):A51.
35. Wilson DB, Smith BN, Speizer IS, et al. Differences in food intake and exercise by smoking status in adolescents. *Prev Med*. 2005;40(6):872-879. doi:10.1016/j.ypmed.2004.10.005.
36. Cureau FV, Sparrenberger K, Bloch KV, Ekelund U, Schaan BD. Associations of multiple unhealthy lifestyle behaviors with overweight/obesity and abdominal obesity among Brazilian adolescents: a country-wide survey. *Nutr Metab Cardiovasc Dis*. 2018; 28(7):765-774. doi:10.1016/j.numecd.2018.04.012.
37. Gwozdz W, Nie P, Sousa-Poza A, et al. Peer effects on weight status, dietary behaviour and physical activity among adolescents in Europe: findings from the I.Family Study. *Kyklos*. 2019;72(2):270-296. doi:10.1111/kykl.12197.
38. Jessor R, Jessor SL. *Problem behavior and psychosocial development : a longitudinal study of youth*. New York : Academic Press; 1977. p. 289.
39. Geller K, Lippke S, Nigg CR. Future directions of multiple behavior change research. *J Behav Med*. 2017;40(1): 194-202. doi:10.1007/s10865-016-9809-8.
40. Chung SJ, Ersig AL, McCarthy AM. The influence of peers on diet and exercise among adolescents: a systematic review. *J Pediatr Nurs*. 2017;36: 44-56. doi:10.1016/j.pedn.2017.04.010.
41. Dams-O'Connor K, Martin JL, Martens MP. Social norms and alcohol consumption among intercollegiate athletes: the role of athlete and nonathlete reference groups. *Addict Behav*. 2007; 32(11):2657-66. doi:10.1016/j.addbeh.2007.04.030.
42. Madden PA, Grube JW. The frequency and nature of alcohol and tobacco advertising in televised sports, 1990 through 1992. *Am J Public Health*. 1994;84(2):297-9. doi:10.2105/ajph.84.2.297.
43. Chambers JA, Swanson V. A health assessment tool for multiple risk factors for obesity: age and sex differences in the prediction of body mass index. *Br J Nutr*. 2010;104(2):298-307. doi:10.1017/S0007114510000607.
44. Simonton AJ, Young CC, Johnson KE. Physical activity interventions to decrease substance use in youth: a review of the literature. *Subst Use Misuse*. 2018;53(12):2052-2068. doi:10.1080/10826084.2018.1452338.
45. Das JK, Salam RA, Arshad A, Finkelstein Y, Bhutta ZA. Interventions for adolescent substance abuse : an overview of systematic reviews. *J Adolesc Health*. 2016;59(4S):S61-75. doi:10.1016/j.jadohealth.2016.06.021.
46. Bogart LM, Cowgill BO, Elliott MN, et al. A randomized controlled trial of students for nutrition and eExercise: a community-based participatory research study. *J Adolesc Health*. 2014;55(3): 415-422. doi:10.1016/j.jadohealth.2014.03.003.
47. Heo M, Jimenez CC, Lim J, et al. Effective nationwide school-based participatory extramural program on adolescent body mass index, health knowledge and behaviors. *BMC Pediatr*. 2018;18(1):7. doi:10.1186/s12887-017-0975-9.
48. Onrust SA, Otten R, Lammers J, Smit F. School-based programmes to reduce and prevent substance use in different age groups: what works for whom? Systematic review and meta-regression analysis. *Clin Psychol Rev*. 2016;44:45-59. doi:10.1016/j.cpr.2015.11.002.
49. Simen-Kapeu A, Veugelers PJ. Should public health interventions aimed at reducing childhood overweight and obesity be gender-focused? *BMC Public Health*. 2010;10(1):340. doi:10.1186/1471-2458-10-340.
50. Yin HQ, Prochaska JO, Rossi JS, et al. Treatment-enhanced paired action contributes substantially to change across multiple health behaviors: secondary analyses of five randomized trials. *Transl Behav Med*. 2013; 3(1):62-71. doi:10.1007/s13142-013-0193-4.
51. Albarracín D, Wilson K, Chan MS, Durantini M, Sanchez F. Action and inaction in multi-behaviour recommendations: a meta-analysis of lifestyle interventions. *Health Psychol Rev*. 2018;12(1):1-24. doi:10.1080/17437199.2017.1369140.
52. Thompson-Haile A, Bredin C, Leatherdale ST. Rationale for using active-information passive-consent permission protocol in COMPASS. *Compass Technical Report Series*. 2013;1(6). En ligne à : https://uwaterloo.ca/compass-system/sites/ca.compass-system/files/uploads/files/compass_tr_-_rational_for_passive_consent_volume_1_issue_6.pdf
53. Leatherdale ST, Rynard V. A cross-sectional examination of modifiable risk factors for chronic disease among a nationally representative sample of youth: are Canadian students graduating high school with a failing grade for health? *BMC Public Health*. 2013; 13(1):569. doi:10.1186/1471-2458-13-569.

Recherche quantitative originale

Validation de Canproj pour les projections de données sur l'incidence du cancer au Canada

Alain Demers, Ph. D. (1); Zhenguo Qiu, Ph. D. (2); Ron Dewar, M. Sc. (3); Amanda Shaw, M. Sc. (1)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. Les projections relatives au cancer fournissent une information essentielle pouvant aider à établir l'ordre de priorité des stratégies de lutte contre le cancer, à répartir les ressources et à évaluer les interventions et les traitements actuels. Canproj est un outil de projection pour le cancer utilisant le progiciel R qui est inspiré de Nordpred et qui ajoute une sélection de modèles de projection. L'objectif de ce projet consistait à valider Canproj, programmé avec R, pour les projections à court terme relatives aux taux de cancer.

Méthodologie. Nous avons utilisé les données nationales sur l'incidence du cancer tirées du Système national de déclaration des cas de cancer et du Registre canadien du cancer pour 1986 à 2014. Nous avons utilisé la validation croisée pour estimer l'exactitude des projections générées par Canproj, avec le biais relatif (BR) comme mesure de validation. Nous avons également évalué l'arbre décisionnel de Canproj pour la sélection automatique du modèle.

Résultats. Cinq des six modèles ont présenté un BR moyen se situant entre 5 % et 10 % et un BR médian d'environ 5 %. Dans le cas de certains sièges de cancer pour lesquels il était plus difficile d'établir des projections, l'utilisation d'une période plus courte a permis d'améliorer la fiabilité. Le modèle Nordpred a été sélectionné dans 79 % des cas par la fonction de sélection automatique de modèle de Canproj, même s'il offrait le BR le plus faible seulement 24 % du temps.

Conclusion. Le progiciel Canproj a été en mesure de fournir des projections très semblables aux données réelles pour la plupart des sièges de cancer.

Points saillants

- L'éventail de modèles offerts par Canproj permet d'effectuer des prévisions fiables pour la plupart des sièges de cancer.
- Lorsque des variations ont été observées en ce qui concerne les taux d'incidence, on a pu utiliser une période plus courte comme base de projection afin d'améliorer l'exactitude des taux d'incidence projetés.
- En ce qui concerne l'ensemble de données nationales, le modèle Nordpred était celui qui était le plus souvent sélectionné par l'arbre décisionnel Canproj.
- Le modèle Nordpred a été sélectionné par l'arbre décisionnel Canproj dans 79 % des cas, même s'il présentait le biais relatif (BR) le plus faible seulement 24 % du temps.

Mots-clés : néoplasmes, prévisions, études de validation

Introduction

Depuis 30 ans, la Société canadienne du cancer et le gouvernement du Canada (Agence de la santé publique et Statistique Canada) publient un rapport annuel exhaustif, intitulé *Statistiques canadiennes sur le cancer* (SSC). Ce rapport présente une série de données sur le nombre de nouveaux cas de cancer et sur la mortalité par cancer au sein de la population et les taux projetés qui comblent l'écart entre la dernière année pour laquelle des données

étaient disponibles et l'année de publication du rapport. Ces projections constituent une ressource qui permet d'assurer la planification et d'établir les priorités pour les intervenants et elles permettent également de tenir la population canadienne informée du fardeau considérable que constitue le cancer.

Divers modèles de projection ont été utilisés au fil des ans pour produire la publication SCC. La régression de Poisson¹ utilisée de 2003 à 2012 a été remplacée par

Nordpred en 2011-2012. Nordpred, un progiciel R développé en Norvège, offre un seul modèle de projection, le modèle âge-période-cohorte (APC) avec un terme de dérive². Ce progiciel a fait l'objet d'études approfondies et permet d'améliorer la fiabilité des projections relatives au cancer³⁻⁷.

Dans le but d'améliorer l'établissement de projections relatives au cancer, Qiu et ses collaborateurs ont mis au point Canproj, lui aussi un progiciel R⁸. Canproj comporte trois avantages importants par rapport à Nordpred : 1) remplacement de la distribution de Poisson par la distribution

Rattachement des auteurs :

1. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

2. Clinical Workforce Planning, Health Professions Strategy & Practice (HPSP), Alberta Health Services, Edmonton (Alberta), Canada

3. Registries and Analytics, Nova Scotia Health Authority Cancer Care Program, Halifax (Nouvelle-Écosse), Canada

Correspondance : Alain Demers, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling (G03A1), Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-797-2129; courriel : alain.demers@canada.ca

binomiale négative en présence d'une sur-dispersion; 2) inclusion d'un modèle âge-cohorte et 3) une série de modèles hybrides qui combinent les forces du modèle de Poisson ou de la régression binomiale négative, la méthode de régression par segmentation⁹ et une méthode de moyenne pour les projections en fonction du nombre de cas selon l'âge. Certaines des fonctions de Canproj ont été utilisées pour les SCC de 2017¹⁰ et le progiciel complet a été utilisé pour les SCC de 2019.

Canproj est un outil relativement nouveau de projection sur le cancer, qui n'a été ni largement utilisé ni validé^{11,12}. L'objectif de notre projet était de valider les projections sur l'incidence du cancer au Canada à court terme (jusqu'à 5 ans) générées par le progiciel Canproj à l'aide des données canadiennes. Plus particulièrement, nous avons comparé les résultats des modèles de projection Canproj aux données réelles en utilisant la méthode de validation croisée d'échantillon-test (méthode *holdout*)¹³ et la représentation graphique. Nous avons également évalué les fonctions de sélection automatique du modèle offertes par Canproj (arbres décisionnels) pour déterminer si elles étaient efficaces pour choisir le meilleur modèle.

Méthodologie

Données

Pour notre analyse, nous avons utilisé les données sur l'incidence du cancer tirées du Système national de déclaration des cas de cancer et du Registre canadien du cancer (RCC) pour 1986 à 2014¹⁴. Les données du Québec n'ont pas été incluses, car cette province n'a pas soumis de données au RCC depuis 2010. Le fichier de données est fondé sur le document International Rules for Multiple Primary Cancers du Centre international de recherche sur le cancer¹⁵. Les résultats ont été compilés pour tous les cancers combinés ainsi que selon le siège de cancer (les mêmes sièges de cancer que ceux qui figurent dans la publication annuelle SCC) et le sexe¹⁰. Un ensemble de données a été créé pour chaque combinaison de sexe (2) et de type de cancer (19 types communs aux hommes et aux femmes et 5 types spécifiques à un sexe : col de l'utérus, ovaire, utérus, prostate et testicule). L'information contenue dans les ensembles de données est présentée par année (1986 à 2014) et par groupes d'âge (18 groupes, par tranche de 5 ans, soit 0 à 4 ans, 5 à 9 ans, ...,

85 ans et plus). Les estimations annuelles de population en fonction de la zone géographique, de l'âge et du sexe ont été fournies par Statistique Canada avec des estimations de population postcensitaires reposant sur le Recensement canadien de 2016¹⁶. Les estimations intercensitaires et postcensitaires ont été ajustées par Statistique Canada pour tenir compte du sous-dénombrement net. Les taux ont été normalisés selon l'âge à l'aide de la méthode directe et des effectifs de la population canadienne de 2011¹⁷.

Canproj

Le progiciel R de Canproj contient plusieurs modèles destinés à effectuer les projections de données sur l'incidence du cancer ou sur la mortalité par cancer : le modèle Nordpred, qui intègre les effets de l'âge, de la dérive, de la période et de la cohorte; le modèle âge-cohorte; trois modèles hybrides qui intègrent les effets de l'âge et éventuellement les effets de période (selon l'âge ou pour tous les âges) et le modèle fondé sur le calcul de la moyenne sur cinq ans (tableau 1)¹⁸.

Le progiciel Canproj utilise deux arbres décisionnels pour sélectionner le modèle le plus approprié selon l'importance des variables. On peut également sélectionner les modèles individuellement. Dans un premier temps, Canproj tient compte de quatre variables, soit l'âge, la période, la cohorte et un paramètre de dérive; il s'agit du modèle le plus complexe, et ce sont les variables que Nordpred utilise. Canproj détermine d'abord si la variable de cohorte est significative. Si elle l'est, Canproj détermine si le paramètre de dérive est

significatif. Si la variable de cohorte et le paramètre de dérive sont tous deux significatifs, Canproj sélectionne le modèle Nordpred pour faire les projections. Si la variable de cohorte est significative mais que le paramètre de dérive ne l'est pas, Canproj sélectionne le modèle âge-cohorte.

Si l'effet de cohorte n'est pas significatif, Canproj sélectionne l'un des modèles hybrides. Si le nombre de cas est trop faible pour exécuter un modèle de régression, une moyenne sur cinq ans est calculée. Si le nombre de cas est suffisamment important, Canproj utilisera deux modèles : un modèle « tendance commune pour l'âge » et un modèle « tendance spécifique par âge ». Si le modèle « tendance spécifique par âge » est mieux adapté, c'est ce modèle qui sera sélectionné. Sinon, le modèle « tendance commune pour l'âge » sera sélectionné. La pente de la variable de tendance commune est ensuite testée pour déterminer si elle diffère de zéro. Si elle ne diffère pas de zéro, seule la variable de l'âge est utilisée dans le modèle, alors que, si elle diffère de zéro, c'est le modèle « âge + tendance commune » qui est utilisé.

Validation

La validation croisée a été utilisée pour estimer l'exactitude des projections générées par Canproj au moyen d'un sous-ensemble de données (données d'entraînement) et pour valider les résultats de l'autre sous-ensemble (données d'essai indépendantes). Cette étude a fait appel à la méthode de l'échantillon-test (méthode *holdout*)¹³ pour créer les données d'entraînement et les ensembles de

TABLEAU 1
Modèles offerts dans le progiciel R de Canproj et variables incluses dans les modèles

Modèle ^a	Variables du modèle			
	Âge	Période	Cohorte	Dérive
Nordpred	✓	✓	✓	✓
Âge-cohorte	✓	—	✓	—
Hybride, tendance spécifique par âge ^b	✓	✓	—	—
Hybride, tendance commune pour l'âge ^c	✓	✓	—	—
Hybride, âge seulement (moyenne) ^d	✓	—	—	—
Moyenne sur 5 ans ^e	✓	—	—	—

^a La distribution de Poisson ou distribution binomiale négative peut être sélectionnée pour le modèle Nordpred, le modèle âge-cohorte et le modèle hybride selon l'âge.

^b La tendance relative à la période est calculée selon le groupe d'âge.

^c La tendance relative à la période est commune à tous les groupes d'âge.

^d Le taux moyen fondé sur un certain nombre d'années est déterminé par l'importance du taux normalisé selon l'âge.

^e Taux moyen fondé sur les 5 années de données les plus récentes.

données d'essai indépendantes. Les données pour 1986-2010 (soit 5 périodes de 5 ans) ont été utilisées comme données d'entraînement, et les données pour 2011-2014 (quatre dernières années de données) comme données d'essai indépendantes. Les prédictions issues du modèle des données d'entraînement et les données réelles des quatre dernières années ont été comparées pour évaluer l'exactitude des modèles de projection.

La mesure de validation que nous avons utilisée, soit le biais relatif (BR), permet de comparer la valeur attendue générée par les modèles de projection aux valeurs observées dans l'ensemble de données d'essai pour les années de diagnostic 2011 à 2014. Le BR mesure la différence relative en pourcentage entre la valeur prévue (E) (ou projetée) et la valeur observée (O).

$$BR_t = \frac{|E_t - O_t|}{O_t} \times 100, \text{ où } t = 2011 \text{ à } 2014$$

Dans le cas présent, la « valeur » étudiée est le taux normalisé selon l'âge.

Les BR ont été rassemblés en fonction du modèle de projection, du type de cancer et du sexe.

Nous avons comparé les BR moyens et médians en fonction du modèle, du type de cancer et du sexe pour la période (d'essai) de projection de 4 ans. Le BR médian indique la performance habituelle d'un modèle, tandis que le BR moyen (en raison de sa sensibilité aux valeurs extrêmes) aide à mettre en évidence les modèles dont les résultats sont généralement exacts, mais qui sont susceptibles de se révéler occasionnellement très inexacts.

Analyses Joinpoint

Nous avons utilisé le logiciel d'analyse des tendances Joinpoint, version 4.5.0.1 (National Cancer Institute, Bethesda, Maryland, États-Unis)¹⁹, pour calculer les tendances relatives à l'incidence du cancer au Canada selon le type de cancer et le sexe pour 1986-2010. Les estimations tirées de modèles Joinpoint ont été utilisées pour calculer les BR de 1986 à 2010. Cette mesure, qui permet d'obtenir une estimation de la variabilité des données d'entraînement, a été comparée au BR mesuré dans les données projetées. Le nombre maximum de points de jonction a été fixé à 4, le nombre minimum d'observations entre un point de jonction et le

début ou la fin des données a été fixé à 3 et le nombre minimum d'observations entre deux points de jonction a été fixé à 4. Sinon, ce sont les paramètres par défaut relatifs aux points de jonction qui ont été utilisés. On a calculé les taux normalisés selon l'âge avec transformation logarithmique et les erreurs-types connexes entrés dans le modèle à points de jonction à l'aide du progiciel statistique SAS version 9.3 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis). Canproj a été exécuté à l'aide du logiciel R version 3.5.1 (R Foundation for Statistical Computing, Vienne, Autriche) et du logiciel RStudio version 1.1.453 (RStudio Inc., Boston, Massachusetts, États-Unis).

Indicateurs de rendement

Deux indicateurs ont été utilisés pour mettre en évidence les modèles susceptibles de générer des projections moins fiables. Le premier indicateur est l'identification d'un point de jonction au cours de la période de 10 ans la plus récente utilisée pour former les modèles de projection (2001 à 2010). De récents changements dans les tendances sont susceptibles d'indiquer qu'il pourrait être plus difficile pour les modèles d'effectuer des projections fiables. Nous avons divisé les points de jonction en deux groupes : ceux situés entre 10 et 6 ans avant la dernière année où des données d'entraînement étaient disponibles et ceux situés entre 5 et 3 ans avant la dernière année de données. Les points de jonction situés entre 0 et 3 ans ne sont pas permis. Dans le tableau 2, les cellules des points de jonction situés entre 2001 et 2005 sont en jaune et celles situées entre 2006 et 2008 sont en orange.

Pour ce qui est du second indicateur, nous avons utilisé le rapport entre les BR, c'est-à-dire le ratio entre le BR pour 1986-2010 et celui pour 2011-2014. Nous avons estimé que le biais dans les taux projetés devrait au moins être égal ou supérieur au biais dans les taux utilisés pour réaliser les modèles de projection. Pour obtenir le BR pour 1986-2010, nous avons utilisé les résultats de l'analyse des points de jonction. Dans le tableau 2, les cellules sont en jaune lorsque le BR pour 2011-2014 était 2 à 5 fois plus élevé que le BR pour 1986-2010, et elles sont en orange lorsque le BR pour 2011-2014 était au moins 5 fois plus élevé que le BR pour 1986-2010. Ces valeurs seuils ont été établies de façon arbitraire à partir de l'examen de la distribution des résultats.

Résultats

Modèles Canproj

Cinq des six modèles (le modèle Nordpred, le modèle âge-cohorte, le modèle hybride fondé sur la tendance commune pour l'âge, le modèle hybride fondé sur la tendance spécifique par âge et le modèle fondé sur le calcul de la moyenne sur cinq ans) ont présenté un BR moyen situé entre 5 % et 10 % et un BR médian d'environ 5 % (figure 1). Une variation plus importante a été observée dans le BR moyen et le BR médian lors de la comparaison de l'exactitude des modèles de projection par siège de cancer (figure 2). Aucun des modèles n'a obtenu de bons résultats pour les prédictions relatives au cancer de la prostate, et une plus grande variabilité des prédictions a été observée pour les cancers de la glande thyroïde, du larynx, de la vessie, du foie et de l'encéphale/du système nerveux central (SNC).

Un portrait plus détaillé et légèrement différent se dégage lorsque les modèles graphiques sont comparés selon le siège de cancer et le sexe (figure 3, tableau 2). La performance de tous les modèles de projection s'est révélée mauvaise dans les cas suivants : tous les cancers confondus chez les hommes, cancer colorectal chez les hommes et les femmes, cancer de la prostate, cancer de la vessie chez les hommes, cancer de l'encéphale/du SNC chez les hommes et les femmes, lymphome de Hodgkin chez les femmes et myélome chez les hommes. La plus grande variation observée à la figure 2 en ce qui concerne les cancers du foie, du larynx et de la glande thyroïde semble attribuable à l'incapacité de certains modèles à prédire les taux.

Les sièges de cancer ayant montré des changements récents sur le plan des tendances et pour lesquels les projections pourraient potentiellement être améliorées en modifiant la période visée étaient les suivants : tous les cancers confondus chez les hommes, cancer colorectal chez les hommes et les femmes et cancer de la prostate. Nous avons exécuté des modèles hybrides distincts pour ces sièges de cancer en utilisant les sept dernières années de données seulement. Nous avons été en mesure d'améliorer considérablement l'exactitude des projections pour ces quatre sièges de cancer. Dans le cas du cancer colorectal, nous avons pu faire passer le

TABEAU 2
Biais relatif médian (%) selon le modèle et le type de cancer pour 2011-2014

Sexe	Siège de cancer	Modèle ^a					Diagnostic			
		Nordpred	Âge-cohorte	Tendance spécifique par âge	Tendance commune pour l'âge	Âge seulement	Moyenne sur 5 ans	PJ ^b	Ratio BR ^c	BR (%)
Hommes	Tous les cancers	11,0	10,1	5,9	5,6	7,8	7,5	2007	5,7	1,0
	Bouche	8,8	13,4	14,8	12,7	1,0	6,3	2003	0,7	1,3
	Œsophage	2,6	2,2	3,0	2,7	5,9	2,2	2005	0,8	2,8
	Estomac	3,1	3,8	3,9	3,9	25,2	8,5	1986	1,6	1,9
	Colorectal	7,4	7,7	6,4	8,1	10,2	7,8	2008	16,0	0,4
	Foie	4,4	4,2	4,8	3,9	26,2	10,0	1986	1,0	4,0
	Pancréas	3,0	6,9	6,5	5,4	3,1	3,5	1997	2,3	1,3
	Larynx	1,4	3,6	2,4	2,0	44,0	18,2	1986	0,6	2,4
	Poumon et bronches	3,1	1,8	1,9	1,7	30,2	11,1	1986	1,3	1,3
	Mélanome	1,4	6,1	1,5	4,6	17,6	8,3	1986	0,7	2,0
	Sein	4,9	4,3	6,3	6,0	6,6	6,7	1986	0,6	6,9
	Prostate	48,4	90,1	41,4	44,4	33,8	33,1	2001	11,2	2,9
	Testicule	1,4	1,4	1,3	1,3	13,9	7,2	1986	0,3	4,4
	Vessie	10,1	15,9	12,4	14,7	9,8	9,3	1990	3,5	2,7
	Rein et bassinnet du rein	5,0	2,8	2,0	2,0	9,1	4,8	1998	1,0	1,9
	Encéphale/SNC	4,1	2,9	4,3	3,4	7,7	5,6	1986	1,5	2,0
	Glande thyroïde	3,7	17,0	13,0	13,0	48,9	27,4	1997	0,8	4,6
	Lymphome de Hodgkin	1,4	1,4	2,1	1,6	3,4	1,3	1986	0,5	2,6
	Lymphome non hodgkinien	7,7	7,4	6,6	7,3	8,5	7,8	2007	4,4	1,5
	Myélome	5,2	4,7	5,1	4,6	10,0	6,8	1986	1,3	3,6
	Leucémie	6,2	3,8	6,1	5,2	0,8	3,5	1994	0,4	2,0
	Tous les autres cancers	4,0	4,1	2,8	2,8	4,5	3,6	2003	2,1	1,3
Femmes	Tous les cancers	0,9	0,8	0,8	0,8	3,3	0,9	1986	1,0	0,8
	Bouche	3,1	4,2	4,2	4,2	1,7	2,8	1986	0,6	2,9
	Œsophage	1,1	1,1	1,5	0,9	6,8	1,3	1986	0,3	3,4
	Estomac	1,3	2,7	7,2	4,4	20,5	3,5	1992	0,6	2,0
	Colorectal	4,0	3,7	2,7	4,2	8,3	4,9	2000	5,5	0,5
	Foie	5,3	4,8	5,1	4,4	21,2	8,9	1986	0,7	6,4
	Pancréas	4,3	5,1	5,5	4,9	3,5	4,2	1986	1,4	2,5
	Larynx	10,0	13,6	17,3	15,1	64,1	28,5	1986	1,8	5,5
	Poumon et bronches	1,3	1,3	9,0	4,9	3,9	1,9	2006	2,1	0,6
	Mélanome	2,8	8,4	3,5	3,4	16,3	9,3	1992	1,4	2,0
	Sein	2,3	3,2	0,7	1,3	1,9	1,6	1991	0,4	1,9
	Col de l'utérus	3,4	4,7	1,4	1,4	22,3	8,6	2006	0,7	2,1
	Utérus	3,1	8,0	3,4	2,6	10,0	10,0	2005	1,8	1,5
	Ovaire	1,1	1,1	1,2	1,7	9,9	4,7	1986	0,6	1,7
	Vessie	14,1	14,2	13,1	14,5	10,1	9,7	1986	3,1	3,1
	Rein et bassinnet du rein	12,0	4,3	4,6	4,3	6,1	4,2	1986	1,8	2,4
	Encéphale/SNC	5,6	5,3	5,7	5,5	8,8	6,2	1986	2,2	2,4
	Glande thyroïde	4,5	6,3	5,4	5,9	50,1	21,7	2005	2,7	1,7
	Lymphome de Hodgkin	10,3	10,9	12,2	11,6	8,0	10,4	1986	2,4	3,4
	Lymphome non hodgkinien	5,3	4,9	4,4	4,9	5,8	6,0	1997	3,9	1,1
	Myélome	3,8	4,1	3,9	3,9	6,8	4,2	1986	1,0	3,7
	Leucémie	14,3	5,0	4,7	6,8	2,6	4,8	2001	1,5	1,7
	Tous les autres cancers	3,1	4,2	3,6	4,1	3,0	3,1	2004	3,5	0,8

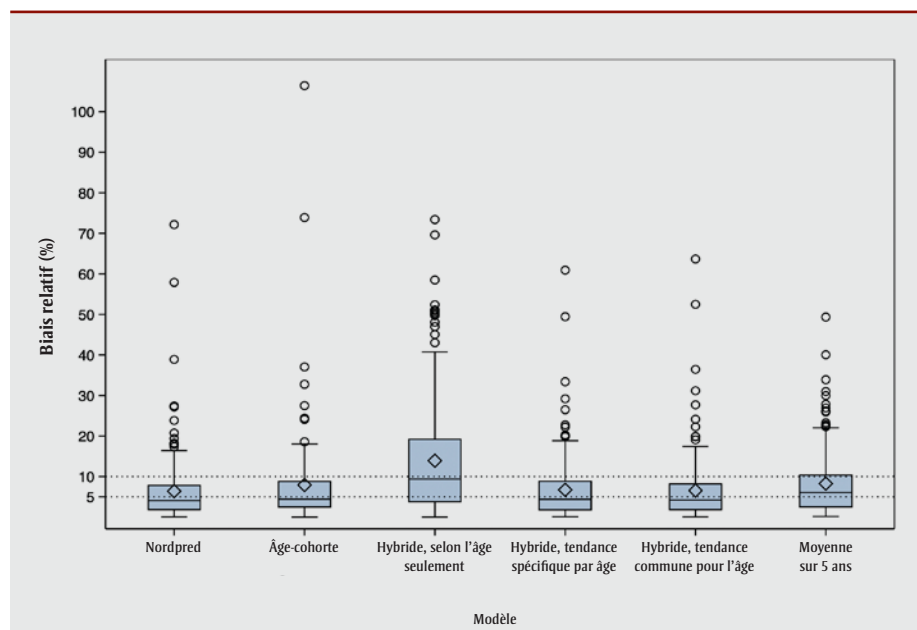
Abréviations : BR, biais relatif; PJ, points de jonction; SNC, système nerveux central.

^a Les modèles affichant le BR médian le plus faible pour 2011-2014 sont en vert pâle.

^b Année du point de jonction le plus récent pour les tendances relatives aux taux. Les points de jonction situés entre 2001 et 2005 sont en jaune, tandis que les points de jonction situés entre 2006 et 2008 sont en orange.

^c Le ratio BR correspond au ratio du BR médian pour 2011-2014 comparé au BR médian pour 1986-2010. Afin de mettre en évidence les sièges de cancer qui étaient plus difficiles à modéliser, les ratios BR continus ont été regroupés comme suit : cellules en jaune pour un BR médian pour 2011-2014 de 2 à 5 fois supérieur au BR médian pour 1986-2010; cellules en orange pour un BR médian pour 2010-2014 5 fois supérieur au BR médian pour 1986-2010.

FIGURE 1
Biais relatif selon le modèle de projection pour tous les sièges de cancer



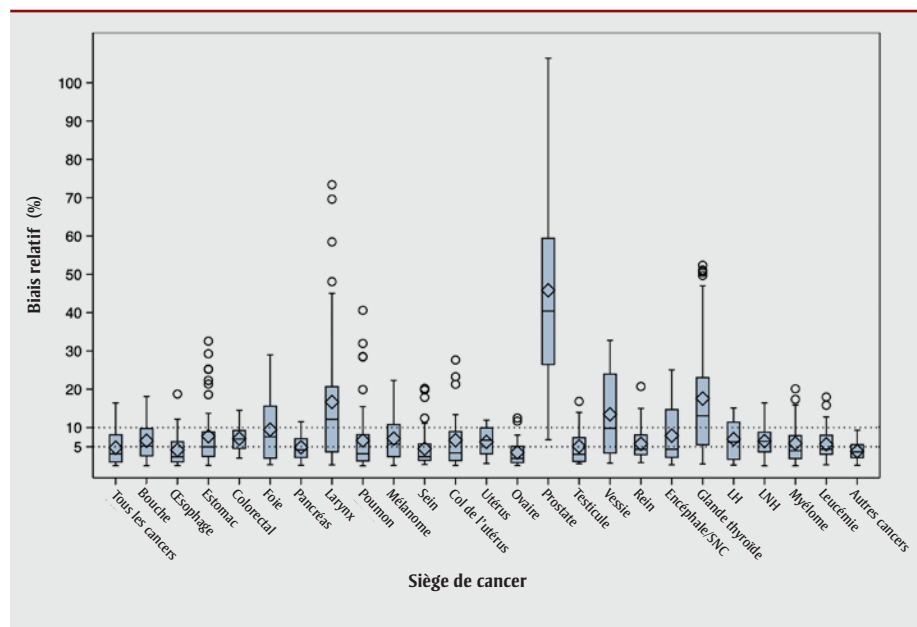
Remarque : Voir le lien suivant pour une explication sur les diagrammes de quartiles : http://online.statbook.com/2/graphing_distributions/boxplots.html [en anglais seulement].

ratio de BR de 16,0 à 2,6 chez les hommes et de 5,5 à 1,9 chez les femmes. Nous avons également été en mesure de faire passer le ratio de BR de 5,7 à 5,4 pour tous les cancers confondus chez les hommes et de 11,2 à 7,7 pour le cancer de la prostate.

Arbres décisionnels de Canproj utilisés pour la sélection d'un modèle

Comme on le voit dans le tableau 3, l'effet de cohorte et le paramètre de dérive étaient significatifs dans 79 % des cas (soit pour 34 modèles sur 43), de sorte

FIGURE 2
Biais relatif selon le siège de cancer pour tous les modèles de projection



Abréviations : LH, lymphome de Hodgkin; LNH, lymphome non hodgkinien; SNC, système nerveux central.

Remarque : Voir le lien suivant pour une explication sur les diagrammes de quartiles : http://online.statbook.com/2/graphing_distributions/boxplots.html [en anglais seulement].

que Nordpred a été le modèle le plus souvent sélectionné par Canproj. Cependant, Nordpred était le modèle présentant le BR le plus faible seulement 24 % du temps. Il n'en reste pas moins que le BR moyen se situait entre 0 et 5 % pour au moins l'un des six modèles dans 76 % des cas, et entre 6 % et 10 % pour au moins l'un des modèles dans 20 % des cas.

Analyse

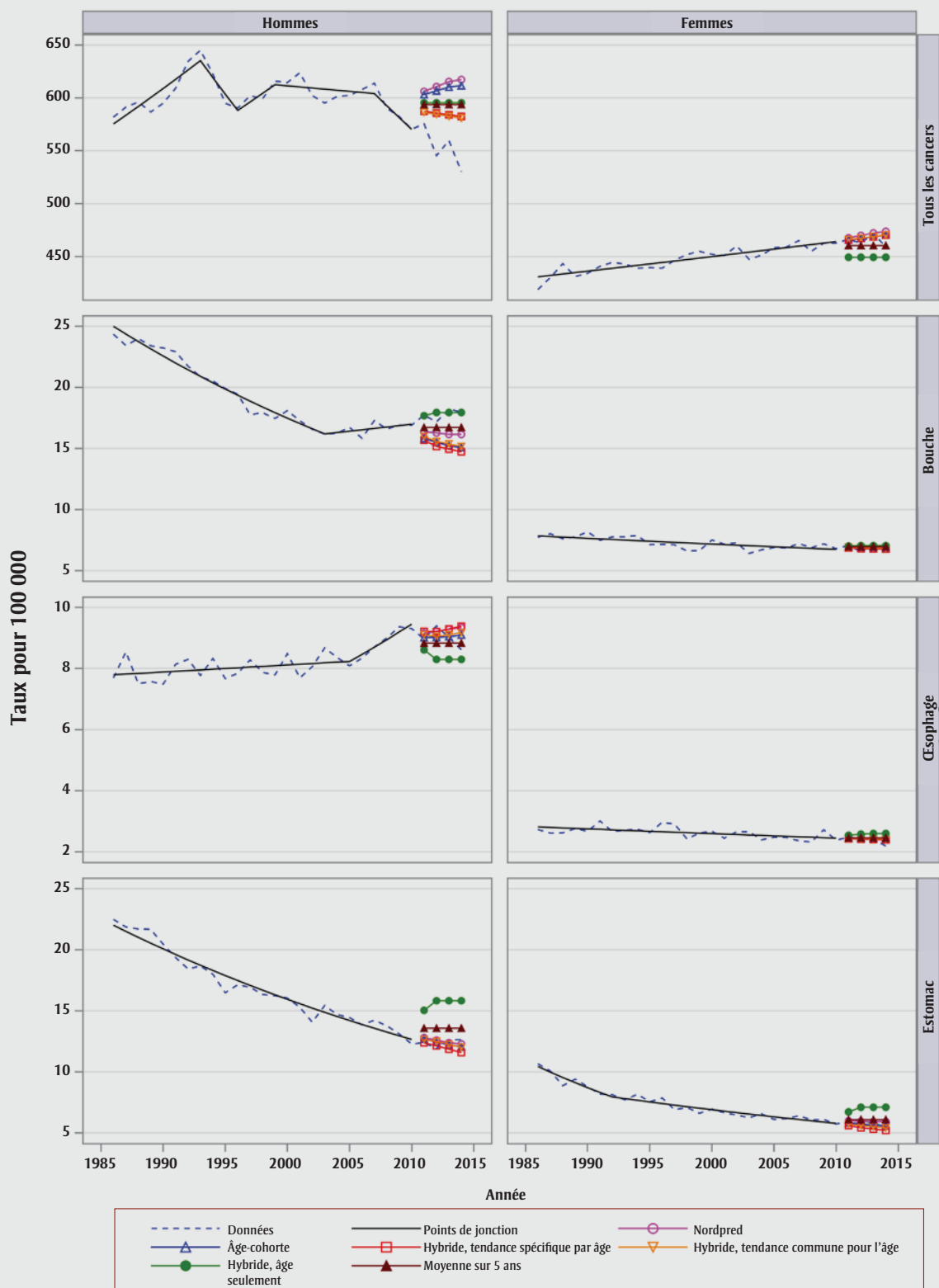
Notre objectif consistait à valider les projections à court terme générées par Canproj à l'aide des données sur l'incidence du cancer au Canada. Les résultats montrent que l'éventail de modèles offerts par Canproj valide l'établissement de projections fiables pour la plupart des sièges de cancer étudiés. Lorsque des variations ont été relevées au cours des 10 ans de données d'entraînement, on a utilisé une période plus courte comme base de projection afin d'améliorer l'exactitude des taux projetés.

La forte hausse des taux de cancer de la vessie en 2013-2014 découle de la modification des règles de déclaration en Ontario²⁰ : en effet, à partir de 2013, cette province a ajouté à son registre les cas de cancer in situ de la vessie dans la catégorie des tumeurs malignes de la vessie.

Le cancer de l'encéphale/du SNC, le cancer colorectal, le lymphome de Hodgkin chez les femmes, le cancer de la prostate et tous les cancers confondus chez les hommes connaissent un déclin plus rapide que ce que prévoient les modèles, alors que le myélome chez les hommes connaît une croissance plus rapide. La piètre performance en matière de prédiction de ces taux de cancer est liée aux changements récents et rapides dans des taux qui ne faisaient pas partie de l'ensemble de données d'entraînement ou qui sont survenus au cours des dernières années de l'ensemble de données d'entraînement.

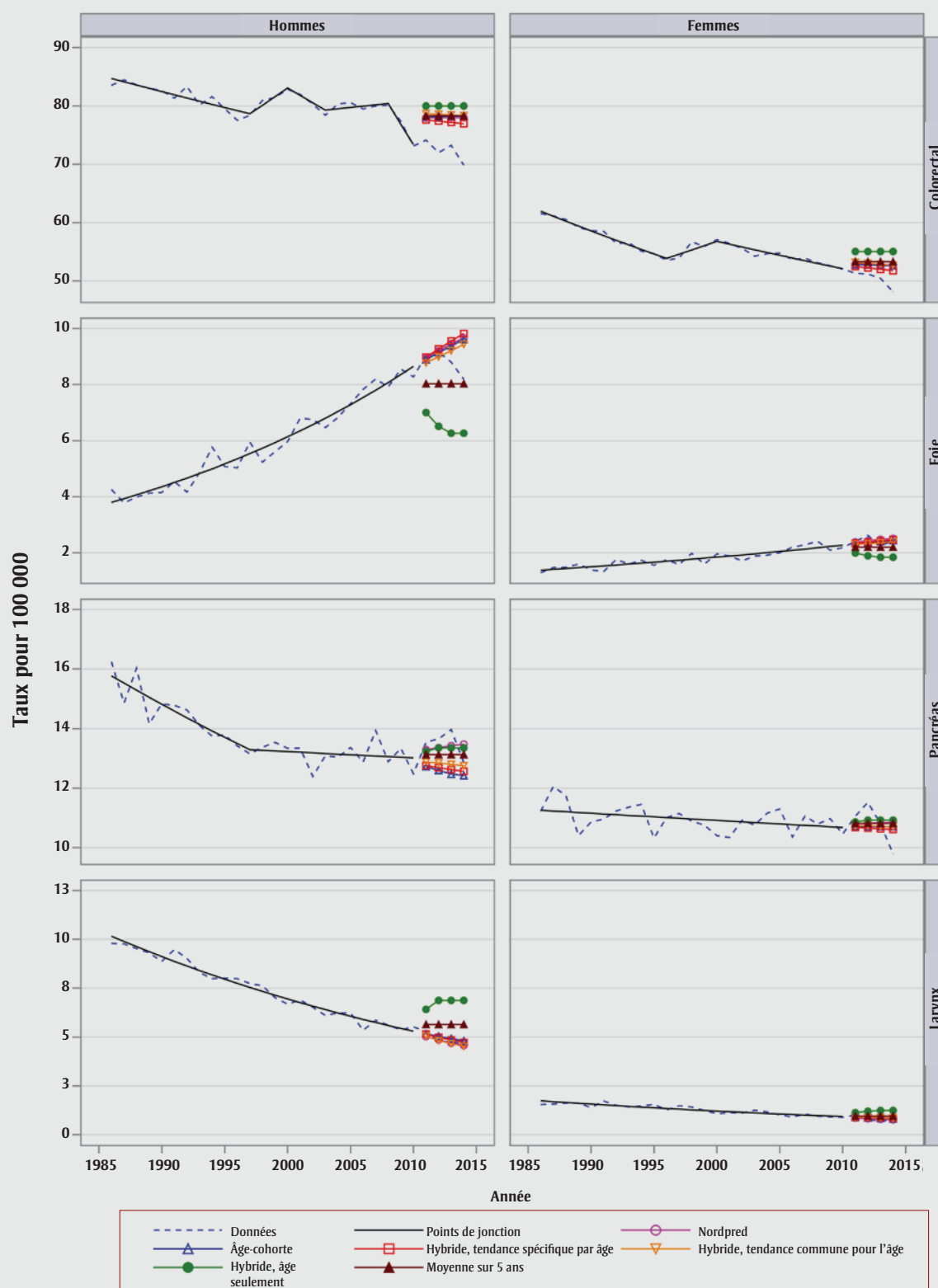
Nous avons évalué les fonctions de sélection automatique du modèle offertes par Canproj (arbres décisionnels) pour déterminer si elles permettaient de choisir le meilleur modèle. En ce qui concerne l'ensemble de données nationales, le modèle Nordpred était celui qui a été le plus souvent sélectionné par l'arbre décisionnel Canproj, même s'il offrait le BR le plus faible dans seulement 24 % des cas. D'autres modèles peuvent surpasser le

FIGURE 3
Taux d'incidence normalisés selon l'âge réels (1986 à 2010) et taux d'incidence normalisés selon l'âge projetés (2011 à 2014)
à l'aide des modèles de projection Canproj, en fonction du sexe et du siège de cancer, Canada



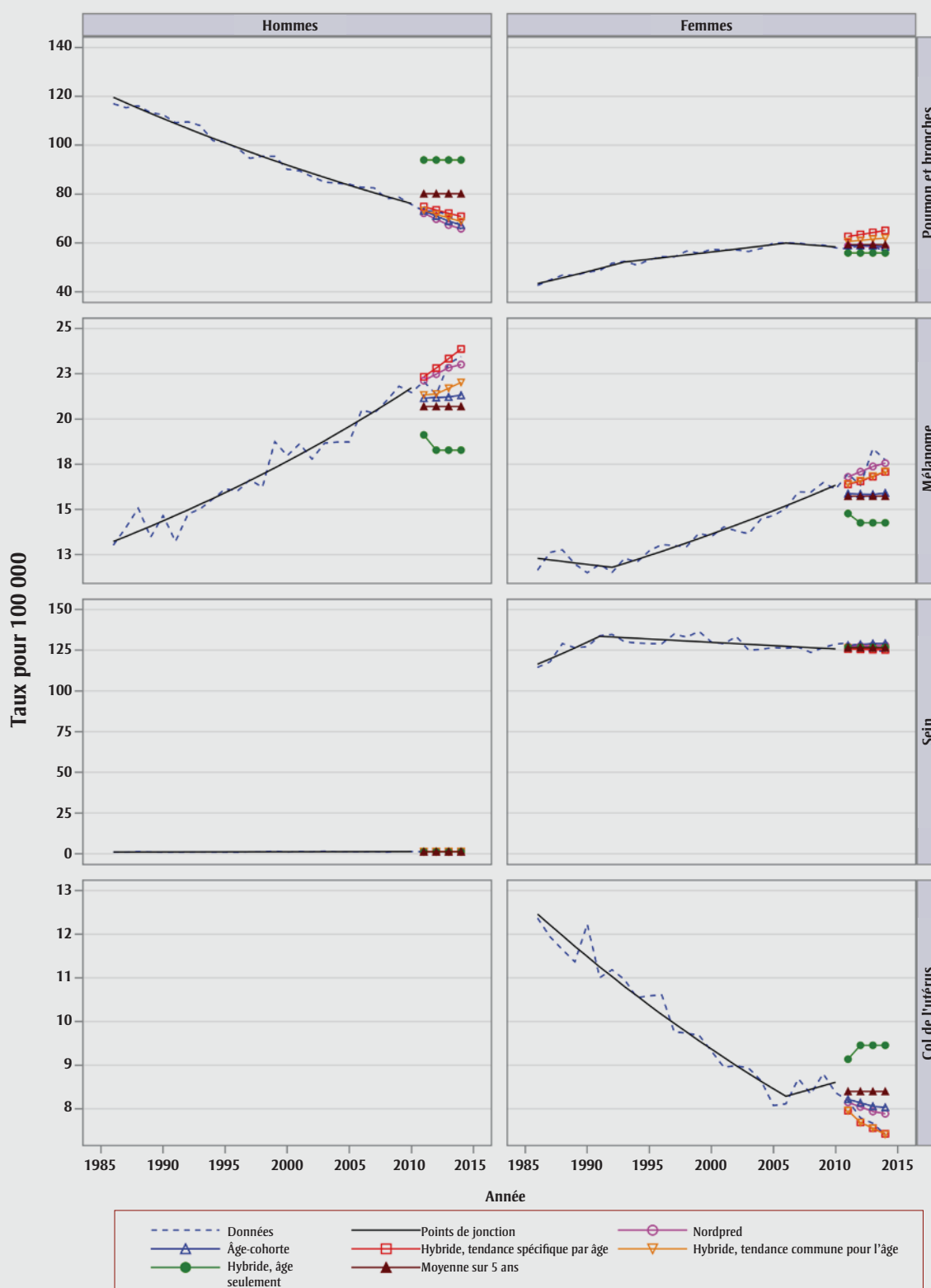
Suite à la page suivante

FIGURE 3 (suite)
Taux d'incidence normalisés selon l'âge réels (1986 à 2010) et taux d'incidence normalisés selon l'âge projetés (2011 à 2014)
à l'aide des modèles de projection Canproj, en fonction du sexe et du siège de cancer, Canada



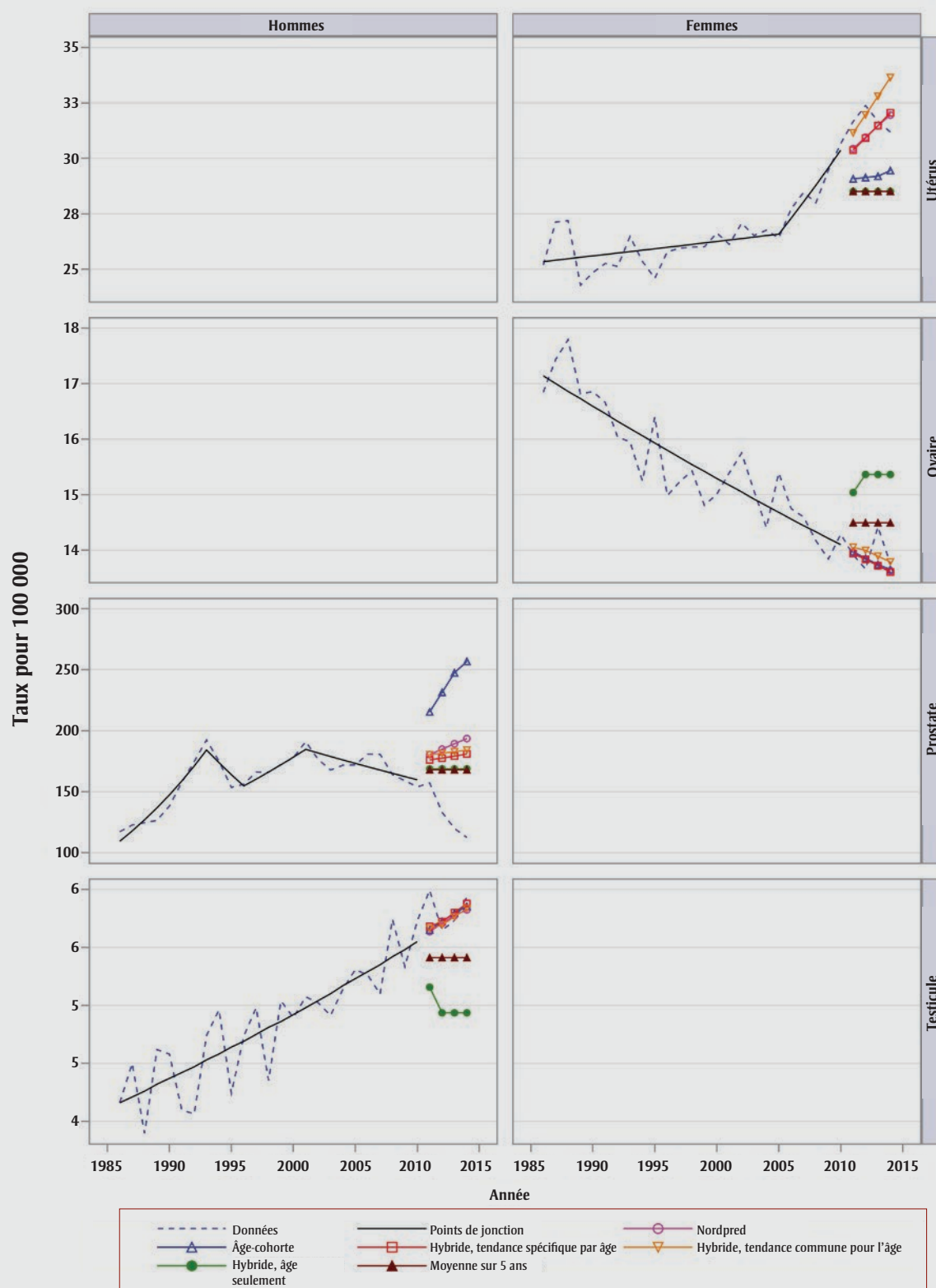
Suite à la page suivante

FIGURE 3 (suite)
Taux d'incidence normalisés selon l'âge réels (1986 à 2010) et taux d'incidence normalisés selon l'âge projetés (2011 à 2014)
à l'aide des modèles de projection Canproj, en fonction du sexe et du siège de cancer, Canada



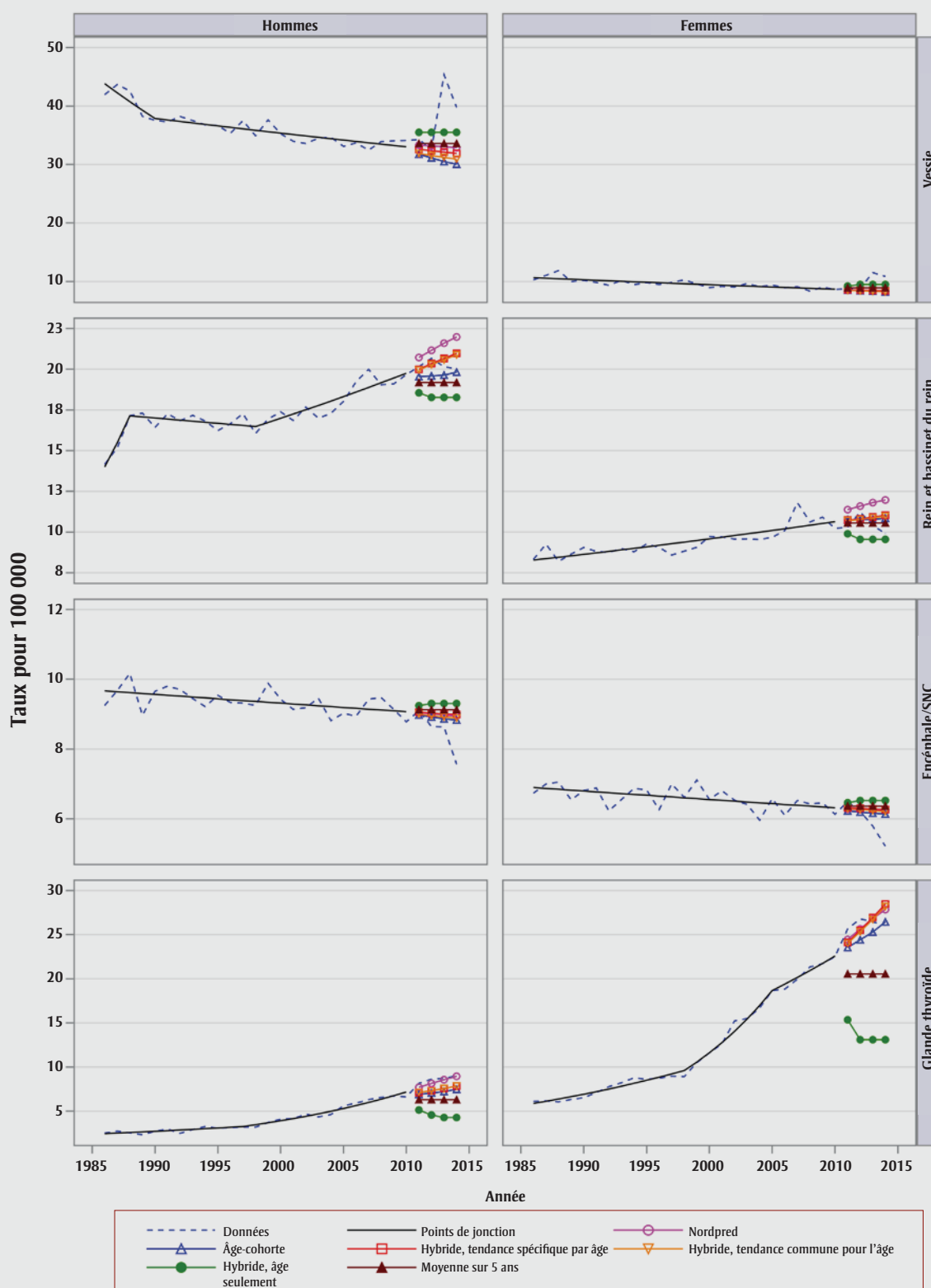
Suite à la page suivante

FIGURE 3 (suite)
Taux d'incidence normalisés selon l'âge réels (1986 à 2010) et taux d'incidence normalisés selon l'âge projetés (2011 à 2014)
à l'aide des modèles de projection Canproj, en fonction du sexe et du siège de cancer, Canada



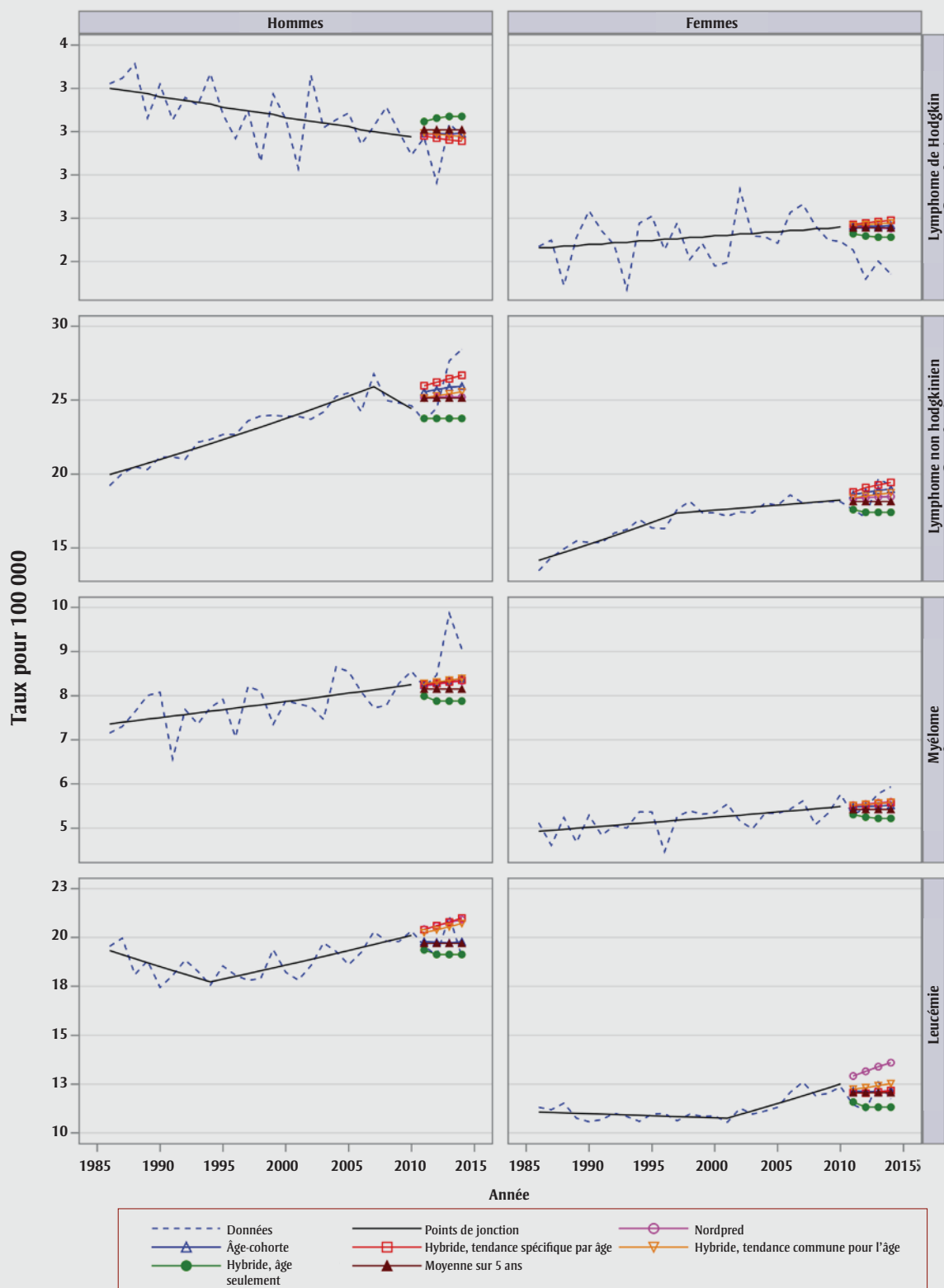
Suite à la page suivante

FIGURE 3 (suite)
Taux d'incidence normalisés selon l'âge réels (1986 à 2010) et taux d'incidence normalisés selon l'âge projetés (2011 à 2014)
à l'aide des modèles de projection Canproj, en fonction du sexe et du siège de cancer, Canada



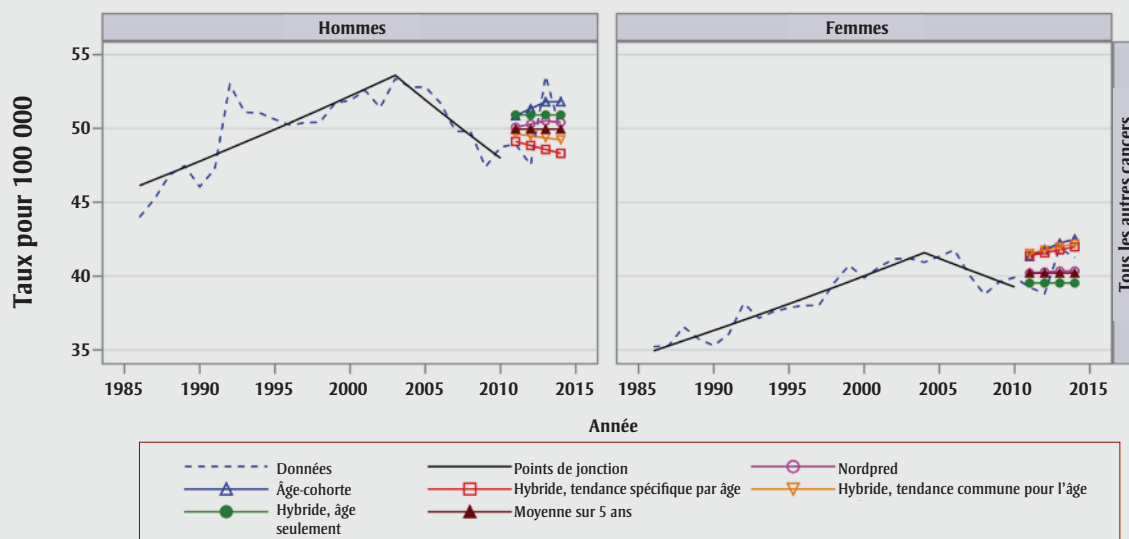
Suite à la page suivante

FIGURE 3 (suite)
Taux d'incidence normalisés selon l'âge réels (1986 à 2010) et taux d'incidence normalisés selon l'âge projetés (2011 à 2014)
à l'aide des modèles de projection Canproj, en fonction du sexe et du siège de cancer, Canada



Suite à la page suivante

FIGURE 3 (suite)
Taux d'incidence normalisés selon l'âge réels (1986 à 2010) et taux d'incidence normalisés selon l'âge projetés (2011 à 2014)
à l'aide des modèles de projection Canproj, en fonction du sexe et du siège de cancer, Canada



modèle Nordpred pour les analyses de données portant sur de plus petites populations²¹. D'après notre expérience personnelle et celle d'autres auteurs avec Canproj, il faudrait utiliser l'arbre décisionnel de sélection conjointement avec les résultats individuels de chaque modèle et les conseils d'experts pour choisir le meilleur modèle de projection²².

Les résultats de ce projet s'appuient sur plusieurs études antérieures menées au Canada, qui ont examiné différentes méthodes de projection du cancer. Lee et ses collaborateurs ont comparé, en 2011, l'exactitude de 16 modèles et variations de modèles de projection à court terme des taux de mortalité par cancer²³. Ils ont constaté qu'il n'existait pas de méthode unique permettant d'établir des prévisions exactes pour un large éventail de sièges de cancer et qu'il est préférable d'utiliser un éventail de modèles. Qiu et ses collaborateurs ont comparé, en 2010, le modèle Nordpred, le modèle additif généralisé et le modèle bahésien⁸. Ils ont conclu qu'en présence des effets d'âge, de dérive et de cohorte, la méthode Nordpred est l'approche à privilégier, qu'en présence des effets d'âge et de cohorte, c'est le modèle âge-cohorte qui représente la meilleure approche et qu'en l'absence d'effets de cohorte, c'est une méthode hybride qui devrait être utilisée. Qiu et ses collaborateurs ont également constaté que, dans le cas des sièges de cancer pour

lesquels les cas sont peu nombreux, il faut regrouper les données pour pouvoir appliquer la méthode hybride. En 2010, le Cancer Projections Network (C-Proj) du Canada a diffusé un rapport offrant une évaluation du modèle Nordpred, du modèle hybride, du modèle âge-cohorte et du modèle bayésien à l'aide des méthodes de projection de l'incidence du cancer de Monte-Carlo par chaînes de Markov au moyen des données du Registre du cancer de la Nouvelle-Écosse²¹. Selon le C-Proj, la méthode âge-cohorte devrait être utilisée pour les projections relatives au cancer dans les provinces où les effectifs de population sont faibles et stables.

Bien que l'on procède régulièrement à l'établissement de projections relatives à l'incidence du cancer, seules quelques études ont évalué les méthodes de remplacement et leurs recommandations dépendent de la population visée et de la période de projection. Stock et ses collaborateurs ont utilisé, en 2018, une approche bayésienne pour projeter les taux d'incidence du cancer jusqu'en 2030 à l'aide de données du registre du cancer de l'Allemagne²⁴. Ils ont constaté que cette méthode offrait des avantages sur le plan de la souplesse, de la facilité d'interprétation, de la transparence et du niveau de détail, mais n'ont pas recommandé son utilisation pour les données à court terme. Pesola et ses collaborateurs ont comparé, en 2017, divers modèles (nul, âge-dérive,

âge-période, âge-cohorte et APC) pour prédire l'incidence du cancer chez les enfants et les adolescents en Angleterre jusqu'en 2030²⁵. Les résultats de l'ajustement du modèle révèlent que le modèle âge-dérive était bien adapté aux données, tout comme les modèles plus complexes pour tous les cancers chez les enfants. Un modèle APC avec splines cubiques naturelles a été évalué pour prédire l'incidence du cancer et de la mortalité par cancer au Royaume-Uni jusqu'en 2035²⁶. Le modèle APC repose sur l'hypothèse d'une continuité des tendances antérieures pour le futur. Si l'on met au point des vaccins ou de nouveaux traitements qui ont une influence sur l'incidence du cancer ou sur la mortalité par cancer, le modèle ne sera pas en mesure d'anticiper ces changements, d'où l'importance d'utiliser des données récentes et de réaliser des projections à intervalles réguliers²⁷. Katanoda et ses collaborateurs ont examiné, en 2014, trois modèles de projection pour établir des projections de l'incidence du cancer à court terme au Japon : modèle linéaire généralisé utilisant l'âge et la période comme variables indépendantes (modèle linéaire A + P); modèle linéaire généralisé utilisant l'âge, la période et leurs interactions (modèle linéaire A * P); et modèle additif généralisé avec spline de lissage de l'âge, de la période et de leurs interactions (modèle avec spline A * P)²⁸. Ils ont utilisé Nordpred dans leur analyse préliminaire,

TABLEAU 3
Arbre décisionnel Canproj : biais relatif moyen selon le modèle, le sexe et le siège de cancer

Sexe	Type de cancer	Modèle					Moyenne sur 5 ans
		Nordpred	Âge-cohorte	Hybride			
				Tendance spécifique par âge	Tendance commune pour l'âge	Âge seulement	
Hommes	Tous les cancers	10,9	10,1	5,9	5,7	7,8	7,5
	Bouche	8,6	13,2	14,8	12,6	1,6	5,9
	Œsophage	3,9	2,6	4,2	3,2	6,8	3,0
	Estomac	3,4	3,7	4,1	3,7	26,1	9,5
	Colorectal	7,9	8,2	6,9	8,6	10,7	8,3
	Foie	6,8	6,5	7,6	6,2	26,0	8,6
	Pancréas	3,2	7,0	6,2	5,0	3,2	3,8
	Larynx	2,1	3,6	2,5	2,2	39,4	16,2
	Poumon et bronches	3,2	1,7	2,6	1,6	32,4	12,9
	Mélanome	2,1	5,5	2,8	3,9	17,6	7,8
	Sein	6,2	6,8	8,6	8,3	6,4	6,2
	Prostate	45,9	86,4	38,9	41,8	31,3	30,6
	Testicule	2,4	2,4	2,2	2,1	14,3	7,1
	Vessie	12,3	17,3	13,7	15,9	11,2	11,6
	Rein et bassinnet du rein	5,5	3,0	2,4	2,3	9,4	5,3
	Encéphale/SNC	6,7	6,0	7,0	6,3	10,0	8,0
	Glande thyroïde	3,3	16,8	13,4	13,5	46,8	26,9
	Lymphome de Hodgkin	3,4	3,4	3,5	3,4	5,5	3,8
	Lymphome non hodgkinien	7,5	7,2	6,9	7,0	8,5	7,5
	Myélome	6,6	6,3	6,6	6,4	10,7	7,9
	Leucémie	6,0	3,9	6,0	5,5	2,8	3,6
	Tous les autres cancers	3,8	4,8	3,8	3,6	4,6	3,6
Femmes	Tous les cancers	1,3	1,1	1,0	1,1	3,4	1,1
	Bouche	3,4	4,1	4,4	3,9	2,9	3,3
	Œsophage	3,6	3,5	3,2	3,0	8,8	3,9
	Estomac	2,7	2,9	7,2	4,1	20,7	4,9
	Colorectal	5,2	4,9	3,7	5,4	9,5	6,1
	Foie	5,4	4,9	5,2	5,5	21,8	9,0
	Pancréas	4,9	5,1	5,2	5,0	4,9	4,7
	Larynx	10,2	14,5	16,7	15,3	53,4	24,0
	Poumon et bronches	1,6	1,6	10,3	5,8	3,5	2,4
	Mélanome	3,0	8,4	4,2	4,1	16,9	9,1
	Sein	2,3	2,9	1,2	1,5	1,8	1,7
	Col de l'utérus	3,4	4,6	1,5	1,5	20,9	8,3
	Utérus	2,8	7,9	3,0	3,6	10,1	10,1
	Ovaire	1,9	1,8	1,8	1,8	9,7	4,0
	Vessie	14,6	14,7	13,7	15,0	10,7	10,7
	Rein et bassinnet du rein	12,0	5,4	6,0	5,8	7,7	4,1
	Encéphale/SNC	7,8	7,1	8,2	7,7	10,8	9,1
	Glande thyroïde	4,3	5,7	5,5	5,3	47,9	21,6
	Lymphome de Hodgkin	10,1	10,5	11,5	11,0	7,9	10,0
	Lymphome non hodgkinien	5,6	5,3	5,4	5,3	5,8	5,7
	Myélome	3,7	3,9	3,8	3,8	6,4	4,4
	Leucémie	13,2	5,6	5,2	6,4	4,1	5,1
Tous les autres cancers	3,0	4,2	3,7	4,0	3,1	3,2	

Abréviations : BR, biais relatif; SNC, système nerveux central.

Remarques : Les cellules en vert pâle correspondent aux modèles de projection sélectionnés par Canproj; les cellules lilas correspondent aux modèles présentant le BR le plus faible; les cellules vert foncé indiquent que le modèle sélectionné par Canproj est le modèle présentant le plus BR le plus faible.

et celui-ci n'a pas été en mesure de prédire que le cancer du foie atteindrait un sommet au milieu des années 1990.

Points forts et limites

Ce projet comporte plusieurs limites. Dans tous les modèles utilisés par Canproj, les variables de l'âge, de la période et de la cohorte tiennent compte de l'ensemble des améliorations et des changements relatifs aux facteurs de risque, aux caractéristiques et au profil ethnique de la population ainsi qu'à la prévention, à la détection précoce et au traitement. Le fait d'avoir plus de détails sur ces déterminants des taux de cancer améliorerait la capacité d'effectuer des projections plus fiables. Cependant, ce niveau d'information nécessaire serait difficile à obtenir dans certaines provinces et certains territoires et, pour la plupart des sièges de cancer étudiés dans le cadre du projet, les renseignements sur l'âge, la période et la cohorte se sont révélés suffisants pour effectuer des projections fiables.

Nous n'avons pas mené d'analyse exhaustive des données provinciales dans le cadre de cet exercice, mais nous prévoyons que d'autres modèles que Nordpred seraient le plus souvent sélectionnés par l'arbre décisionnel.

Les données du Québec étaient exclues des données utilisées dans les modèles, ce qui fait que les données ne sont pas représentatives de l'ensemble du pays.

Enfin, comme pour toutes les méthodes, les projections s'appuient sur l'hypothèse selon laquelle les tendances antérieures vont se maintenir dans le futur, ce qui ne sera pas forcément toujours le cas.

Conclusion

Les planificateurs de services de santé et les décideurs doivent disposer de données sur le fardeau à venir du cancer pour pouvoir établir des priorités en matière de stratégies de lutte contre le cancer, répartir les ressources et évaluer les traitements et les interventions. Le progiciel Canproj est apte à fournir des projections fiables sur le cancer afin de les appuyer dans ces tâches.

Conflits d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts.

Contributions des auteurs et avis

AD, ZQ et AS ont participé à la conception et à la conceptualisation des travaux. AD et ZQ ont participé à l'analyse des données. AD a rédigé l'article. Tous les auteurs ont contribué à l'interprétation des résultats et à la révision de l'article.

Le contenu de l'article et les points de vue qui y sont exprimés n'engagent que les auteurs et ne correspondent pas nécessairement à ceux du gouvernement du Canada.

Références

1. Comité consultatif de la Société canadienne du cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer 2011. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2011.
2. Fekjær H, Møller B. Nordpred software package. Majorstuen (NO): Cancer Registry of Norway; [consultation le 20 juillet 2017]. En ligne à : <https://www.kreftregisteret.no/en/Research/Projects/Nordpred/Nordpred-software/>
3. Møller B, Fekjaer H, Hakulinen T, et al. Prediction of cancer incidence in the Nordic countries: empirical comparison of different approaches. *Stat Med.* 2003;22(17):2751-2766. doi:10.1002/sim.1481.
4. Clayton D, Schifflers E. Models for temporal variation in cancer rates. II: Age-period-cohort models. *Stat Med.* 1987;6(4):4694-81. doi:10.1002/sim.4780060406.
5. Weir HK, White MC. Cancer incidence and mortality through 2020. *Prev Chronic Dis.* 2016;13:E48. doi:10.5888/pcd13.160024.
6. Rapiti E, Guarnori S, Pastoors B, Miralbell R, Usel M. Planning for the future: cancer incidence projections in Switzerland up to 2019. *BMC Public Health.* 2014;14(1):102. doi:10.1186/1471-2458-14-102.
7. Nowatzki J, Moller B, Demers A. Projection du taux d'incidence du cancer et du nombre de nouveaux cas de cancer au Manitoba pour la période 2006-2025. *Maladies chroniques au Canada.* 2011;31(2):71-78.
8. Qiu Z, Jiang Z, Wang M, Hatcher J. Long-term projection methods: comparison of age-period-cohort model-based approaches. Technical report for Cancer Projections Network (C-Proj). Edmonton (AB): Alberta Health Services; 2010.
9. Kim HJ, Fay MP, Feuer EJ, Midthune DN. Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. *Stat Med.* 2000;19:335-351. doi:10.1002/(sici)1097-0258(20000215)19:3 < 335::aid-sim336 > 3.0.co;2-z.
10. Comité consultatif de la Société canadienne du cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer 2017. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2017.
11. Fritschi L, Chan J, Hutchings SJ, Driscoll TR, Wong AY, Carey RN. The future excess fraction model for calculating burden of disease. *BMC Public Health.* 2016;16(1):386. doi:10.1186/s12889-016-3066-1.
12. Alberta Health Services, Surveillance and Reporting. The 2017 report on cancer statistics in Alberta. Edmonton (AB): Alberta Health Services; 2017.
13. Arlot S, Celisse A. A survey of cross-validation procedures for model selection. *Statist Surv.* 2010;4:40-79. doi:10.1214/09-SS054.
14. Statistique Canada. Registre canadien du cancer (RCC). Information détaillée pour 2017. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2019 [consultation le 3 mai 2019]. En ligne à : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3207
15. Working Group Report. International rules for multiple primary cancers (ICD-0 third edition). *Eur J Cancer Prev.* 2005;14(4):307-8. doi:10.1097/00008469-200508000-00002.
16. Statistique Canada. Produits de données, Recensement de 2016. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2019 [consultation le 6 mars 2019]. En ligne à : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/dp-pd/index-fra.cfm>

17. Statistique Canada. Le Registre canadien du cancer : normalisation selon l'âge. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2019 [consultation le 5 mars 2019]. https://www.statcan.gc.ca/fra/programmes-statistiques/document/3207_D12_V3
18. Qiu Z, Hatcher J; Cancer Projection Analytical Network Working Team. Canproj: the R package of cancer projection methods based on generalized linear models for age, period, and/or cohort: Version I. 2013.
19. National Cancer Institute, Division of Cancer Control & Population Sciences, Surveillance Research Program. Joinpoint trends analysis software. Bethesda (MD): National Institutes of Health; 2019 [consultation le 6 mars 2019]. En ligne à : <https://surveillance.cancer.gov/joinpoint/>
20. Cancer Care Ontario. Ontario cancer statistics 2018. Toronto (Ont.) : Cancer Care Ontario; 2018.
21. Qiu Z, Wang H, Wang M, Dewar R, Hatcher J; Cancer Projection Analytical Network Working Team. Comparison of projection methods: validation analysis using Nova Scotia cancer registry database. Edmonton (AB): Alberta Health Services and Cancer Care Nova Scotia; 2011.
22. Poirier AE, Ruan Y, Walter SD, et al.; ComPARe Study Team. The future burden of cancer in Canada: Long-term cancer incidence projections 2013-2042. *Cancer Epidemiol.* 2019; 59:199-207. doi:10.1016/j.canep.2019.02.011.
23. Lee TC, Dean CB, Semenciw R. Short-term cancer mortality projections: a comparative study of prediction methods. *Stat Med.* 2011;30(29):3387-3402. doi:10.1002/sim.4373.
24. Stock C, Mons U, Brenner H. Projection of cancer incidence rates and case numbers until 2030: a probabilistic approach applied to German cancer registry data (1999-2013). *Cancer Epidemiol.* 2018;57:110-119. doi:10.1016/j.canep.2018.10.011.
25. Pesola F, Ferlay J, Sasieni P. Cancer incidence in English children, adolescents and young people: past trends and projections to 2030. *Br J Cancer.* 2017;117(12):1865-1873. doi:10.1038/bjc.2017.341.
26. Smittenaar CR, Petersen KA, Stewart K, Moitt N. Cancer incidence and mortality projections in the UK until 2035. *Br J Cancer.* 2016;115(9):1147-1155. doi:10.1038/bjc.2016.304.
27. De Souza Giusti AC, De Oliveira Salvador PT, Dos Santos J, et al. Trends and predictions for gastric cancer mortality in Brazil. *World J Gastroenterol.* 2016;22(28):6527-6538. doi:10.3748/wjg.v22.i28.6527.
28. Katanoda K, Kamo K, Saika K, et al. Short-term projection of cancer incidence in Japan using an age-period interaction model with spline smoothing. *Jpn J Clin Oncol.* 2014;44(1):36-41. doi:10.1093/jjco/hyt163.

Aperçu

Hospitalisations pour blessure au Canada en 2018-2019

Xiaoquan Yao, M. Sc.; Robin Skinner, MSP; Steven McFaull, M. Sc.; Wendy Thompson, M. Sc.

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Les statistiques nationales sur les hospitalisations pour blessure sont essentielles pour comprendre le fardeau et le profil des blessures. Dans cette étude, on a utilisé la Base de données sur les congés des patients afin d'analyser les hospitalisations pour blessure au Canada (à l'exception du Québec) pour l'exercice 2018-2019. Il en ressort que les blessures non intentionnelles occupent le huitième rang des principales causes d'hospitalisation pour l'ensemble des maladies et affections. Dans le cas des hospitalisations pour blessure non intentionnelle, les principales causes sont, dans l'ordre, les chutes, la suffocation, les accidents de la circulation avec un véhicule à moteur, les empoisonnements, l'exposition à des forces mécaniques et l'exposition à la fumée, au feu et aux objets brûlants. Toutefois, ce classement est variable selon le groupe d'âge.

Mots-clés : hospitalisations pour blessure, principales causes, blessures non intentionnelles, blessures auto-infligées, agressions, chutes

Introduction

Une blessure est un transfert d'énergie à l'être humain à une vitesse et en une quantité au-delà ou en deçà de la gamme de tolérance du tissu humain^{1,2}. Il est possible de regrouper les blessures en fonction de la cause externe, qui correspond approximativement au type d'énergie : chutes (mécanique), accidents de la circulation avec un véhicule à moteur (mécanique), exposition à des forces mécaniques (mécanique), empoisonnement (chimique), suffocation (asphyxie, manque d'énergie), exposition à la fumée, au feu et aux objets brûlants (thermique ou chimique) et autres (divers types d'énergie).

On peut aussi classer les blessures en blessures intentionnelles et blessures non intentionnelles. Les blessures non intentionnelles ne sont pas infligées volontairement ni dans l'intention de causer des lésions. Citons en exemple les trébuchements suivis d'une chute ou encore un accident de la circulation avec un véhicule à moteur^{3,4}. Les blessures intentionnelles découlent d'un acte délibéré, envers soi (auto-infligées) ou infligé par autrui

(agression). Lorsque l'intention n'est pas claire, la blessure est considérée comme ayant une intention indéterminée. L'intention et la cause externe aident à comprendre le mécanisme des blessures, établissant les assises de la prévention des blessures.

Les blessures constituent un problème de santé publique : elles ont causé 4,9 millions de décès à l'échelle mondiale en 2016⁵ et un nombre beaucoup plus élevé d'hospitalisations, de visites à l'urgence et de consultations médicales⁶. Au Canada, en 2018, 17 843 personnes sont mortes à la suite de blessures⁷ et, durant l'exercice 2017-2018, plus de 269 000 hospitalisations ont eu lieu pour blessure⁸. Le fardeau économique associé aux blessures en 2010 se chiffrait à environ 27 milliards de dollars canadiens⁹.

Les efforts de prévention des blessures reposent sur une compréhension globale et actualisée du fardeau et du profil des blessures au Canada. Ainsi, Parachute, un organisme national de prévention des blessures, établit ses priorités stratégiques¹⁰ et rédige ses rapports sur le fardeau économique et le coût des blessures en

Points saillants

- Les statistiques nationales sur les hospitalisations pour blessure permettent de comprendre le fardeau et le profil des blessures, en particulier les incidents non mortels, afin d'orienter les stratégies de prévention au Canada.
- Pour l'exercice 2018-2019, les blessures non intentionnelles occupent le huitième rang des principales causes d'hospitalisation pour l'ensemble des maladies et affections. Ce type de blessure se classe au neuvième rang ou à un rang supérieur en tant que principale cause d'hospitalisation pour tous les groupes d'âge sauf les enfants de moins d'un an.
- Les chutes sont la principale cause d'hospitalisation pour blessure non intentionnelle, tous groupes d'âge confondus.

s'appuyant sur des données de ce type⁹. Notre article de 2019 indiquait que les blessures non intentionnelles étaient soit la première soit la deuxième cause de décès chez les 1 à 44 ans et que le suicide était la deuxième cause de décès chez les 15 à 34 ans¹¹.

Les statistiques sur les hospitalisations permettent de comprendre le fardeau des blessures, en particulier des incidents non mortels. Les statistiques sur les visites à l'urgence et les hospitalisations à la suite d'un traumatisme ou d'une blessure pour l'exercice 2017-2018, publiées par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), fournissent les taux d'hospitalisation pour blessure par province ou territoire au Canada et le nombre d'hospitalisations

Rattachement des auteurs :

Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Xiaoquan Yao, Centre de surveillance et de recherche appliquée, Agence de la santé publique du Canada, bureau 707-B2, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-864-4368; courriel : xiaoquan.yao@canada.ca.

pour divers types de blessure selon la cause et l'intention⁸. Dans une étude menée en 2013, l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) a adopté une autre approche de présentation des statistiques nationales sur les hospitalisations pour blessure : elle a classé les hospitalisations pour divers types de blessures (non intentionnelles, auto-infligées et agression) par rapport à d'autres maladies et affections¹². Cette étude classait également les hospitalisations en fonction des principales causes externes de blessure¹³. Cette présentation des données fournit un portrait clair du fardeau relatif des grands groupes de blessures et peut servir de complément aux statistiques de l'ICIS.

Les objectifs de notre étude sont d'actualiser les tableaux antérieurs à l'aide des données disponibles les plus récentes pour le Canada (2018-2019, à l'exception du Québec) et d'illustrer le fardeau et le profil des hospitalisations pour blessure, afin d'éclairer les décisions en matière de prévention des blessures.

Méthodologie

Les données de cette étude sont tirées de la Base de données sur les congés des patients (BDGP) 2018-2019 de l'ICIS, qui n'inclut pas les hôpitaux du Québec. Dans le cadre de cette étude, nous n'avons retenu que les congés des établissements de soins de courte durée, pour lesquels nous utilisons le terme « hospitalisation ». Au total, nous avons sélectionné 2 587 663 enregistrements de patients hospitalisés en soins de courte durée ayant reçu leur congé entre le 1^{er} avril 2018 et le 31 mars 2019, après exclusion des mortinaissances, des cadavres et des enregistrements en double. Le nombre d'enregistrements correspond au nombre de congés et non au nombre de patients.

Les diagnostics de la BDGP 2018-2019 ont été codifiés selon la CIM-10-CA (Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 10^e version, Canada)¹⁴. Nous avons utilisé la variable du diagnostic principal pour établir la cause de l'hospitalisation et comparer le fardeau des blessures non intentionnelles, des blessures auto-infligées et des agressions à celui d'autres maladies ou affections. Si le code du diagnostic principal commence par « S » ou « T », l'enregistrement est un enregistrement de blessure, qui est ensuite classé,

en fonction du code de cause externe du diagnostic, comme blessure non intentionnelle, blessure auto-infligée, agression, blessure avec intention indéterminée ou autre. Si l'enregistrement compte plusieurs causes externes, la classification est effectuée selon l'ordre de priorité suivant : agression, blessures auto-infligées, blessures non intentionnelles, blessures avec intention indéterminée et autres.

Nous avons réalisé des analyses complémentaires sur les hospitalisations pour blessure. Afin d'inclure toutes les hospitalisations pour blessure, nous avons fait des recherches sur tous les codes de cause externe, indépendamment de la présence de « S » ou de « T » dans le code de diagnostic principal. Nous avons classé les blessures en fonction de l'intention, puis, pour les blessures non intentionnelles, de la cause externe (chutes, suffocation, accidents de la circulation avec un véhicule à moteur, empoisonnement, exposition à des forces mécaniques, exposition à la fumée, au feu et aux objets brûlants). Nous avons omis les complications liées aux soins médicaux et chirurgicaux; celles-ci n'étaient pas visées par la portée de notre étude, en raison de leur nature et de leurs modalités de prévention distinctes³. Lorsqu'un enregistrement était associé à plusieurs groupes de blessures, il a été comptabilisé plusieurs fois.

Nous avons utilisé SAS Enterprise Guide version 71¹⁵ pour compiler les dénombrements regroupés et stratifiés (selon le sexe et l'âge). Nous avons utilisé les estimations de la population (à l'exclusion du Québec) au 1^{er} octobre 2018 de Statistique Canada¹⁶ pour le calcul des taux bruts.

Résultats

Principales causes d'hospitalisation

Les principales causes d'hospitalisation sont présentées dans le tableau 1. Par rapport à toutes les autres maladies et affections (dont les hospitalisations pour examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction et divers symptômes, signes et constatations impossibles à classer), les blessures non intentionnelles occupent le huitième rang au classement général, le septième rang chez les hommes et le neuvième rang chez les femmes. Pour tous les groupes d'âge, sauf pour les enfants de moins d'un an, ces blessures se classent au neuvième rang ou à un rang supérieur. Elles comptent

parmi les cinq premières causes d'hospitalisation chez les 1 à 34 ans et chez les 80 ans et plus. Les blessures auto-infligées arrivent au neuvième rang des principales causes d'hospitalisation chez les 15 à 19 ans et au dixième rang chez les 20 à 24 ans.

Principales causes d'hospitalisations pour blessure

Le tableau 2 illustre que, dans l'ensemble, les taux d'hospitalisation suivent un ordre similaire chez les hommes et les femmes en ce qui concerne les blessures non intentionnelles, mais des divergences sont visibles dans le cas des blessures intentionnelles. Le taux d'hospitalisation pour chute accidentelle ou blessure auto-infligée est plus élevé chez les femmes. En revanche, le taux d'hospitalisation est plus élevé chez les hommes dans les catégories suffocation accidentelle, accident de la circulation avec un véhicule à moteur, empoisonnement, exposition à des forces mécaniques, exposition à la fumée, au feu et aux objets brûlants et agression.

Pour tous les âges confondus, le classement des blessures non intentionnelles par cause externe (du taux le plus élevé au taux le plus faible) est : chutes, suffocation, accident de la circulation avec un véhicule à moteur, empoisonnement, exposition à des forces mécaniques et exposition à la fumée, au feu et aux objets brûlants. Globalement, le taux d'hospitalisation pour chute augmente considérablement à partir de 65 ans, passant à 4 fois puis à 16 fois le taux observé chez les 45 à 64 ans.

Outre les chutes, qui sont la principale cause d'hospitalisation pour blessure non intentionnelle tous groupes d'âge confondus, nous constatons des variations dans le classement des causes externes selon le groupe d'âge. La suffocation est la deuxième cause en importance chez les enfants de moins de 10 ans et chez les adultes de 45 ans et plus. Les accidents de la circulation avec un véhicule à moteur occupent le deuxième rang des principales causes chez les 15 à 44 ans. Chez les enfants de 10 à 14 ans, la deuxième position revient à l'exposition à des forces mécaniques.

Il convient de souligner que, chez les 15 à 24 ans, le taux d'hospitalisation pour blessure auto-infligée dépasse celui pour chute non intentionnelle. Le taux d'hospitalisation

TABLEAU 1

Nombre et taux (par 100 000) des principales causes de l'ensemble des hospitalisations, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada (à l'exclusion du Québec), 2018-2019

Rang	Tous les âges ^a n (taux par 100 000)			Groupes d'âge n (taux par 100 000)									
	Tous les sexes ^b	Hommes	Femmes	< 1 an	1-9 ans	10-14 ans	15-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-64 ans	65-79 ans	80+ ans
1	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Maladies de l'appareil circulatoire	Grossesse, accouchement et puerpéralité	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Maladies de l'appareil respiratoire	Troubles mentaux et du comportement	Troubles mentaux et du comportement	Grossesse, accouchement et puerpéralité	Grossesse, accouchement et puerpéralité	Grossesse, accouchement et puerpéralité	Maladies de l'appareil circulatoire	Maladies de l'appareil circulatoire	Maladies de l'appareil circulatoire
	322 393 (1 118,6)	167 538 (1 171,7)	303 560 (2 090,3)	192 431 (64 337,8)	19 943 (716,4)	6 586 (418,5)	15 373 (903,9)	32 423 (3 487,3) ^c	190 039 (9 518,3) ^c	73 664 (3 831,2) ^c	75 501 (965,1)	107 681 (2 975,6)	85 913 (7 115,3)
2	Grossesse, accouchement et puerpéralité	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Certaines affections dont l'origine se situe dans la période périnatale	Blessures non intention- nelles ^d	Maladies de l'appareil digestif	Maladies de l'appareil digestif	Maladies de l'appareil digestif	Maladies de l'appareil digestif	Maladies de l'appareil digestif	Maladies de l'appareil digestif	Maladies du système ostéo-articu- laire, des muscles et du tissu conjonctif	Maladies de l'appareil respiratoire
	303 560 ^e	150 99 (1 056,0)	171 260 (1 179,3)	102 599 (34 303,2)	5 952 (213,8)	4 209 (267,5)	6 488 (381,5)	9 763 (500,7)	20 039 (492,3)	24 147 (636,4)	74 904 (957,5)	68 017 (1 879,6)	51 547 (4 269,1)
3	Maladies de l'appareil circulatoire	Maladies de l'appareil digestif	Maladies de l'appareil circulatoire	Malformations congénitales	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Blessures non intention- nelles ^d	Grossesse, accouchement et puerpéralité	Maladies de l'appareil digestif	Troubles mentaux et du comportement	Troubles mentaux et du comportement	Maladies du système ostéo-articu- laire, des muscles et du tissu conjonctif	Maladies de l'appareil digestif	Blessures non intention- nelles ^d
	285 321 (990,0)	120 747 (844,4)	117 778 (811,0)	12 610 (4 216,1)	5 038 (181,0)	2 761 (175,4)	6 423 (777,1) ^c	7 665 (393,1)	19 000 (466,8)	15 854 (417,8)	53 156 (679,5)	59 809 (1 652,8)	38 928 (3 224,0)
4	Maladies de l'appareil digestif	Maladies de l'appareil respiratoire	Maladies de l'appareil digestif	Maladies de l'appareil respiratoire	Maladies infectieuses et parasitaires	Maladies de l'appareil respira- toire	Blessures non intention- nelles ^d	Blessures non intention- nelles ^d	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduc- tion	Maladies de l'appareil génito-urinaire	Tumeurs	Maladies de l'appareil respiratoire	Maladies de l'appareil digestif
	238 438 (827,3)	102 745 (718,5)	117 676 (810,3)	9 660 (3 229,7)	4 799 (172,4)	2 045 (130,0)	3 720 (218,7)	4 434 (227,4)	15 443 (379,4)	13 865 (365,4)	51 417 (657,3)	58 004 (1 602,9)	35 240 (2 918,6)

Suite à la page suivante

Rang	Tous les âges ^a n (taux par 100 000)			Groupes d'âge n (taux par 100 000)									
	Tous les sexes ^b	Hommes	Femmes	< 1 an	1-9 ans	10-14 ans	15-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-64 ans	65-79 ans	80+ ans
5	Maladies de l'appareil respiratoire	Maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif	Maladies de l'appareil respiratoire	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Maladies du système nerveux	Symp- tômes, signes et résultats non classés ailleurs	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Blessures non intentionnelles ^d	Tumeurs	Maladies de l'appareil respiratoire	Tumeurs	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs
	196 240 (680,9)	71 957 (503,2)	93 488 (643,8)	4 659 (1 557,7)	4 605 (165,4)	1 822 (115,8)	2 570 (151,1)	4 426 (227,0)	9 319 (228,9)	9 957 (262,4)	38 351 (490,2)	54 070 (1 494,2)	31 679 (2 623,7)
6	Maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif	Tumeurs	Maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif	Maladies infectieuses et parasitaires	Maladies de l'appareil digestif	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Maladies de l'appareil génito-uri- naire	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Maladies de l'appareil génito-uri- naire	Maladies de l'appareil génito-uri- naire	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction
	159 473 (553,3)	68 840 (481,4)	87 514 (602,6)	2 583 (863,6)	4 480 (160,9)	1 524 (96,8)	2 303 (135,4)	2 536 (130,1)	7 338 (180,3)	9 096 (239,7)	35 493 (453,7)	37 379 (1 032,9)	30 807 (2 551,4)
7	Tumeurs	Blessures non intentionnelles ^d	Tumeurs	Maladies de l'appareil génito-urinaire	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Maladies du système nerveux	Maladies de l'appareil respiratoire	Maladies de l'appareil respiratoire	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Blessures non intentionnelles ^d	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Maladies de l'appareil génito-uri- naire
	144 396 (501,0)	63 049 (440,9)	75 551 (520,3)	1 702 (569,1)	2 979 (107,0)	1 346 (85,5)	2 232 (131,2)	2 407 (123,5)	5 870 (144,2)	8 792 (231,7)	28 568 (365,2)	35 011 (967,5)	26 161 (2 166,7)
8	Blessures non intentionnelles ^d	Troubles mentaux et du comportement	Maladies de l'appareil génito-urinaire	Maladies de l'appareil digestif	Malforma- tions congénitales	Maladies du système ostéo-arti- culaire, des muscles et du tissu conjonctif	Maladies de l'appareil génito-uri- naire	Maladies de l'appareil génito-uri- naire	Maladies de l'appareil respiratoire	Maladies de l'appareil circulatoire	Examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Maladies du système ostéo-articu- laire, des muscles et du tissu conjonctif
	131 366 (455,8)	62 664 (438,2)	73 754 (507,9)	1 457 (487,1)	2 411 (86,6)	1 341 (85,2)	1 741 (102,4)	2 278 (116,8)	5 235 (128,6)	8 706 (229,4)	28 373 (362,7)	33 864 (935,8)	23 160 (1 918,1)

Suite à la page suivante

Rang	Tous les sexes ^a		Groupes d'âge n (taux par 100 000)									
	Tous les sexes ^b											
	Hommes	Femmes	< 1 an	1-9 ans	10-14 ans	15-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-64 ans	65-79 ans	80+ ans
9	Maladies de l'appareil génito-urinaire	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Blessures non intentionnelles ^d	Maladies du système nerveux	Maladies de l'appareil génito-urinaire	Maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques	Maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques	Maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Blessures non intentionnelles ^d	Blessures non intentionnelles ^d	Tumeurs
	128 670 (446,4)	60 851 (425,6)	68 309 (470,4)	997 (333,3)	1 877 (67,4)	1 237 (78,6)	1 714 (100,8)	4 909 (120,6)	7 367 (194,2)	27 435 (350,7)	29 178 (806,3)	20 848 (1 726,6)
	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Certaines affections dont l'origine se situe dans la période périnatale	Symptômes, signes et résultats non classés ailleurs	Maladies de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané	Maladies du sang et des organes hématopoïétiques et certains troubles du système immunitaire	Maladies de l'appareil génito-urinaire	Maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques	Tumeurs	Maladies de l'appareil respiratoire	Troubles mentaux et du comportement	Maladies infectieuses et parasitaires	Maladies infectieuses et parasitaires
10	123 974 (430,2)	55 873 (390,7)	63 119 (434,6)	853 (285,2)	1 834 (65,9)	836 (53,1)	1 662 (97,7)	4 188 (102,9)	6 816 (179,6)	26 592 (339,9)	18 299 (505,7)	15 893 (1 316,3)
	2 587 663 (8 978,3)	1 147 083 (8 021,9)	1 440 264 (9 917,8)	332 876 (111 294,4)	64 141 (2 304,0)	28 918 (1 837,6)	52 729 (3 100,5)	305 816 (7 513,1)	210 494 (5 547,3)	525 265 (6 714,4)	577 323 (15 953,6)	411 203 (34 055,9)
TOTAL												

Sources des données : Base de données sur les congés des patients 2018-2019 (Institut canadien d'information sur la santé).

Remarques : Codes CIM-10-CA pour la définition des causes : maladies infectieuses et parasitaires : A00.0-B99; tumeurs : C00.0-D48.9; maladies du sang et des organes hématopoïétiques et certains troubles du système immunitaire : D50-D89; maladies endocriniennes, nutritionnelles et métaboliques : E00.0-E90; troubles mentaux et du comportement : F00.0-F99; maladies du système nerveux : G00.0-G99.8; maladies de l'appareil circulatoire : I00-I99; maladies de l'appareil respiratoire : J00-J99.8; maladies de l'appareil digestif : K00.0-K93.8; maladies de la peau et du tissu cellulaire sous-cutané : L00-L99.8; maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif : M00.0-M99.9; maladies de l'appareil génito-urinaire : N00.0-N99.9; grossesse, accouchement et puerpéralité : O00.0-O99.8; certaines affections dont l'origine se situe dans la période périnatale : P00.0-P96.9; malformations congénitales : Q00.0-Q99.9; symptômes, signes et résultats non classés ailleurs : R00.0-R99; examens, soins spécifiques, risques potentiels et motifs liés à la reproduction : Z00.0-Z99.9; blessures non intentionnelles : S00.0-T98.3 et V01.0-X59.9, Y85.0-Y86; blessures auto-infligées : S00.0-T98.3 et Y10-Y34, Y87.2 (blessures dont l'intention n'est pas déterminée); S00.0-T98.3 et Y35.0-Y84.9, Y88.0-Y89.9 (autres blessures).

Les cases ombragées identifient les données sur les blessures.

^a Comprend les personnes dont l'âge est inconnu (deux enregistrements pour toutes les causes).

^b Comprend les hommes, les femmes et les autres sexes (316 enregistrements pour toutes les causes).

^c Ne repose que sur la population féminine.

^d Les blessures non intentionnelles ne comprennent pas les complications de soins médicaux et chirurgicaux.

^e Sans objet.

TABLEAU 2

Nombre et taux (par 100 000) des principales causes d'hospitalisation pour blessure, selon le sexe et le groupe d'âge, Canada (à l'exclusion du Québec), 2018-2019

	Tous les âges n (taux par 100 000)				Groupes d'âge n (taux par 100 000)									
	Tous les sexes ^a	Hommes	Femmes	< 1 an	1-9 ans	10-14 ans	15-19 ans	20-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-64 ans	65-79 ans	80+ ans	
Toutes les blessures (à l'exclusion des complications de soins médicaux et chirurgicaux) ^b	225 208 (781,4)	111 108 (777,0)	114 072 (785,5)	1 479 (494,5)	6 977 (250,6)	4 235 (269,1)	7 935 (466,6)	8 561 (439,1)	16 327 (401,1)	15 099 (397,9)	45 683 (584,0)	50 600 (1 398,3)	68 312 (5 657,6)	
Blessures non intentionnelles (à l'exclusion des complications de soins médicaux et chirurgicaux) ^b	203 600 (706,4)	100 318 (701,6)	103 268 (711,1)	1 418 (474,1)	6 876 (247,0)	3 171 (201,5)	4 460 (262,3)	5 536 (283,9)	12 072 (296,6)	11 902 (313,7)	40 849 (522,2)	49 440 (1 366,2)	67 876 (5 621,5)	
Chutes	116 318 (403,6)	47 113 (329,5)	69 202 (476,5)	389 (130,1)	3 246 (116,6)	1 201 (76,3)	993 (58,4)	1 288 (66,1)	3 127 (76,8)	3 839 (101,2)	19 631 (251,0)	32 145 (888,3)	50 459 (4 179,0)	
Suffocation	27 182 (94,3)	16 625 (116,3)	10 554 (72,7)	196 (65,5)	509 (18,3)	126 (8,0)	176 (10,3)	350 (18,0)	872 (21,4)	979 (25,8)	4 852 (62,0)	7 684 (212,3)	11 438 (947,3)	
Accidents de la circulation avec un véhicule à moteur	12 718 (44,1)	7 777 (54,4)	4 940 (34,0)	15 (5,0) ^e	212 (7,6)	175 (11,1)	788 (46,3)	1 178 (60,4)	1 936 (47,6)	1 554 (41,0)	3 641 (46,5)	2 106 (58,2)	1 113 (92,2)	
Empoisonnements	9 770 (33,9)	5 191 (36,3)	4 576 (31,5)	80 (26,7)	501 (18,0)	120 (7,6)	478 (28,1)	643 (33,0)	1 572 (38,6)	1 322 (34,8)	2 818 (36,0)	1 464 (40,5)	772 (63,9)	
Exposition à des forces mécaniques	5 054 (17,5)	3 655 (25,6)	1 399 (9,6)	26 (8,7) ^e	325 (11,7)	411 (26,1)	531 (31,2)	340 (17,4)	675 (16,6)	536 (14,1)	1 077 (13,8)	581 (16,1)	552 (45,7)	
Exposition à la fumée, au feu et aux objets brûlants	1 889 (6,5)	1 216 (8,5)	671 (4,6)	55 (18,4)	307 (11,0)	43 (2,7)	37 (2,2)	106 (5,4)	188 (4,6)	174 (4,6)	536 (6,9)	326 (9,0)	117 (9,7)	
Blessures auto-infligées	13 661 (47,4)	4 925 (34,4)	8 723 (60,1)	0 (0)	5 (ⁱ)	921 (58,5)	2 842 (167,1)	1 931 (99,0)	2 201 (54,1)	1 762 (46,4)	3 011 (38,5)	754 (20,8)	234 (19,4)	
Agression	6 509 (22,6)	5 046 (35,3)	1 462 (10,1)	75 (25,1)	82 (2,9)	81 (5,1)	504 (29,6)	976 (50,1)	1 793 (44,0)	1 214 (32,0)	1 368 (17,5)	260 (7,2)	156 (12,9)	
Intention non déterminée	2 809 (9,7)	1 573 (11,0)	1 236 (8,5)	7 (ⁱ)	27 (1,0) ^e	88 (5,6)	226 (13,3)	281 (14,4)	502 (12,3)	440 (11,6)	831 (10,6)	288 (8,0)	119 (9,9)	
Intervention de la force publique et faits de guerre	113 (0,4)	97 (0,7)	16 (0,1) ^e	— ^d	— ^d	— ^d	— ^d	10 (0,5) ^e	36 (0,9) ^e	24 (0,6) ^e	38 (0,5)	— ^d	— ^d	

Sources des données : Base de données sur les congés des patients 2018-2019 (Institut canadien d'information sur la santé).

Remarque : Codes CIM-10-CA pour les groupes de blessures : toutes les blessures : V01.0-Y36.9, Y85.0-Y87.2, Y89.0-0.9; blessures non intentionnelles : V01.0-Y36.9, Y85.0-Y86; chutes : W00-W19; suffocation : W75-W84; empoisonnements : X40-X49; accidents de la circulation avec un véhicule à moteur : V02-V04(1), V02-V04(9), V09.2, V12-V14(3-9), V19(4-6), V20-V28(3-9), V29(4-9), V30-V79(4-9), V80(3-5), V81-V82(1), V83-V86(0-3), V87(0-8), V89.2; exposition à des forces mécaniques : W20-W22, W50-W52; exposition à la fumée, au feu et aux objets brûlants : X00-X19; blessures auto-infligées : X60-X84, Y87.0; agression : X85-Y09, Y87.1; intention non déterminée : Y10-Y34, Y87.2, Y89.9; intervention de la force publique et faits de guerre : Y35.0-Y36.9, Y89(0.1).

^a Comprend les hommes, les femmes et les autres sexes (28 enregistrements pour toutes les causes).

^b Les codes CIM-10 pour les complications de soins médicaux et chirurgicaux sont Y40-Y84, Y88.

^c Le taux n'est pas fiable.

^d Nombre inférieur à cinq.

^e L'interprétation du taux doit se faire avec prudence.

pour agression le plus élevé est observé quant à lui chez les adultes de 20 à 24 ans.

Analyse

Cette étude fournit les statistiques nationales les plus récentes sur les hospitalisations pour blessure, ce qui permet d'aider à comprendre le fardeau et le profil des blessures au Canada.

Les résultats révèlent que, globalement, les blessures non intentionnelles sont la huitième cause d'hospitalisation durant l'exercice 2018-2019. Les chutes occupent le premier rang des causes d'hospitalisation pour blessure non intentionnelle, tous groupes d'âge confondus, et le taux augmente particulièrement chez les aînés (65 ans et plus), passant à 4 fois puis à 16 fois le taux des personnes d'âge moyen. Comme les chutes chez les aînés imposent un énorme fardeau au système de santé canadien⁹ et que le vieillissement des baby-boomers accroît la proportion de la population âgée de 65 ans et plus, il est très important de suivre de près l'évolution des chutes au sein de cette tranche de la population pour dégager les tendances et élaborer des programmes de prévention efficaces¹⁷. Les variations dans le classement des autres groupes de blessures non intentionnelles selon les groupes d'âge montrent d'ailleurs l'importance d'adapter les efforts de prévention en fonction des groupes d'âge. Ces données vont pouvoir servir de base à la planification stratégique et aux messages publics en matière de prévention des blessures^{10,18}.

Les blessures auto-infligées et les agressions chez les jeunes sont également un important problème de santé publique. Les blessures auto-infligées servent à établir les tentatives de suicide, et le taux élevé d'hospitalisation pour blessure auto-infligée chez les 15 à 24 ans doit faire l'objet de recherches plus approfondies. Le groupe affichant le taux d'hospitalisation pour agression le plus élevé est celui des 20 à 24 ans. Ces résultats soulignent l'importance d'accentuer les mesures de prévention auprès des adolescents et des jeunes adultes^{19,20}.

Limites

La population du Québec représente 22,6 % de la population canadienne¹⁶. Notre source d'information, la BDGP de l'ICIS, n'inclut pas les données sur les

hospitalisations dans cette province. Le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec transmet les statistiques sur les hospitalisations selon le sexe (sans répartition par groupe d'âge) par l'entremise de MED-ÉCHO²¹, mais nos analyses nécessitent l'usage de microdonnées.

Par ailleurs, dans le but de comparer le fardeau des blessures à celui des autres maladies et affections, nous avons utilisé à la fois les diagnostics principaux (codes S et T) et les codes de cause externe pour repérer les cas de blessures. Cette méthodologie classe les enregistrements dont la cause externe est la cause sous-jacente du diagnostic principal sans blessure dans la catégorie des cas sans blessure. Par conséquent, elle sous-estime les cas de blessures. Ainsi, les nombres de blessures non intentionnelles, auto-infligées et autres ne peuvent être égaux dans les tableaux 1 et 2.

La méthode d'analyse des données peut également avoir une influence sur le classement. Afin de suivre avec exactitude l'évolution des hospitalisations pour blessure, il est nécessaire d'uniformiser les définitions de cas et les procédures de compilation et de déclaration des données. Notre objectif est de nous pencher davantage sur cet aspect.

Conclusion

Globalement, les blessures non intentionnelles sont la huitième cause principale d'hospitalisation. Dans le cas des hospitalisations pour blessure non intentionnelle, les autres causes principales sont dans l'ordre les chutes, la suffocation, les accidents de la circulation avec un véhicule à moteur, l'empoisonnement, l'exposition à des forces mécaniques et l'exposition à la fumée, au feu et aux objets brûlants. Toutefois, le classement varie selon le groupe d'âge. L'information actualisée sur les hospitalisations pour blessure est essentielle à la compréhension du fardeau et du profil des blessures au Canada.

Remerciements

Les auteurs remercient Stephanie Cowle et Pamela Fuselli de Parachute pour leurs précieux commentaires.

Conflits d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts.

Contributions des auteurs et avis

Tous les auteurs ont lu et approuvé le contenu du manuscrit. XY a contribué à la conceptualisation de l'article, à l'analyse des données et à leur interprétation ainsi qu'à la préparation du manuscrit. RS, SM et WT ont contribué à la conceptualisation de l'article, à l'interprétation des données et à la préparation du manuscrit.

Le contenu de l'article et les points de vue qui y sont exprimés n'engagent que les auteurs et ne correspondent pas nécessairement à ceux du gouvernement du Canada.

Références

1. Haddon W Jr, Suchman EA, Klein D. Accident research: methods and approaches. New York (NY): Harper and Row; 1964.
2. Robertson LS. Injury epidemiology: research and control strategies. 3e édition. New York (NY): Oxford University Press; 2007.
3. Agence de la santé publique du Canada. Étude des blessures, Édition 2012: Pleins feux sur la sécurité routière en matière de transport. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2012.
4. Chen Y, Mo F, Yi QL, Jiang Y, Mao Y. La mortalité par blessure non intentionnelle et ses causes externes au Canada entre 2001 et 2007. *Maladies chroniques et blessures au Canada*. 2013;33(2):110-119.
5. Organisation mondiale de la santé (OMS). Les 10 principales causes de mortalité [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2018 [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/the-top-10-causes-of-death>
6. Organisation mondiale de la santé (OMS). Thèmes de santé : traumatismes [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2018 [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://www.who.int/topics/injuries/fr/>
7. Statistique Canada. Tableau 13-10-0156-01, Décès, selon la cause, Chapitre XX : Causes externes de morbidité et de mortalité (V01 à Y89) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2019 [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1310015601>

8. Institut canadien d'information sur la santé. Statistiques sur les visites au service d'urgence et les hospitalisations à la suite d'un traumatisme ou d'une blessure, 2017-2018 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Institut canadien d'information sur la santé; 2019 [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://www.cihi.ca/fr/access-data-reports/results?query=%22visites+au+service+d%E2%80%99urgence+et+les+hospitalisations+%C3%A0+la+suite+d%E2%80%99un+traumatisme+ou+d%E2%80%99une+blessure%2C+2017-2018%22&Search+Submit=>
9. Parachute. Cost of injury in Canada [Internet]. Toronto (Ont.) : Parachute; 2015 [modification le 31 mai 2019; consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://parachute.ca/en/professional-resource/cost-of-injury-report/>
10. Parachute. Our leap forward: Parachute's strategic plan, 2018-2020. Toronto (Ont.) : Parachute [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://parachute.ca/en/about-us/our-leap-forward-parachutes-strategic-plan-2018-2020/>
11. Yao X, Skinner R, McFaul S, Thompson W. Aperçu – Décès attribuables à des blessures au Canada en 2015. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2019; 39(6-7):248-254. doi:10.24095/hpcdp.39.6/7.03f.
12. Agence de la santé publique du Canada. Principales causes d'hospitalisation, Canada, 2009/2010, hommes et femmes confondus, nombre (taux d'hospitalisation selon le groupe d'âge par 100 000). Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/rapports-publications/principales-causes-deces-hospitalisation-canada/2009-2010-hommes-femmes-confondus-nombre-taux-hospitalisation-selon-groupe.html>
13. Agence de la santé publique du Canada (ASPC). Principales causes d'hospitalisation par blessure, Canada, 2009/2010, nombre (taux d'hospitalisation selon le groupe d'âge par 100 000). Ottawa (Ont.) : ASPC; 2013 [Cat. : HP32 5/2010F-PDF].
14. Institut canadien d'information sur la santé. Codification et classification [Internet]. Ottawa (Ont.) : Institut canadien d'information sur la santé [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://www.cihi.ca/fr/codification-et-classification>
15. SAS Institute Inc. SAS Enterprise Guide 7.1. Cary (NC) : SAS Institute Inc.
16. Statistique Canada. Estimations de la population au 1er octobre 2018, par âge, sexe, provinces et territoires. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2019.
17. Agence de la santé publique du Canada. Chutes chez les aînés au Canada : Deuxième rapport. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2014. En ligne à : https://www.canada.ca/content/dam/phac-aspc/migration/phac-aspc/seniors-aines/publications/public/injury-blessure/seniors_falls-chutes_aines/assets/pdf/seniors_falls-chutes_aines-fra.pdf
18. Parachute. Sujets blessures – Découvrez comment prévenir les blessures avant qu'elles n'arrivent [Internet]. Toronto (Ont.) : Parachute; 2019 [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://parachute.ca/fr/sujets-blessures/>
19. Service canadien de prévention du suicide. Fiche d'information publique de SCC [Internet]. Services de crises du Canada; 2017 [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://www.crisisservicescanada.ca/fr/faits-rapides/>
20. Sécurité publique Canada. Répertoire en prévention du crime. Ottawa (Ont.) : Sécurité publique Canada; 2018 [modification le 21 août; consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://www.securitepublique.gc.ca/cnt/cntrng-crm/crm-prvntn/nvnt/index-fr.aspx?t=2&SORT=Title&BY=ASC>
21. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. MED-ÉCHO – Hospitalisations et chirurgies d'un jour dans les centres hospitaliers du Québec. Québec (QC) : Santé et services sociaux Québec; 2019 [consultation le 21 nov. 2019]. En ligne à : <https://www.msss.gouv.qc.ca/professionnels/statistiques-donnees-services-sante-services-sociaux/med-echo-hospitalisations-et-chirurgies-d-un-jour-dans-les-centres-hospitaliers-du-quebec/>

Aperçu

Système de classification du confort et de la sécurité des voies cyclables canadiennes (Can-BICS) : convention d'appellation commune des aménagements cyclables

Meghan Winters, Ph. D. (1); Moreno Zanotto, M. Sc. (1); Gregory Butler, M. Sc. (2)

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Il n'existe pas de convention d'appellation pour les aménagements cyclables valable pour toutes les villes. Notre but était d'établir une nomenclature commune pour les aménagements cyclables au Canada qui soit pertinente en contexte de santé publique. Nous avons examiné plusieurs guides de conception technique des transports ainsi que des directives en santé publique pour mettre au point un système de classification des aménagements cyclables, soit le Système de classification du confort et de la sécurité des voies cyclables canadiennes (ou Can-BICS, de l'anglais *Canadian Bikeway Comfort and Safety*). Ce système à trois niveaux répartit les aménagements cyclables en cinq catégories, selon leur degré de sécurité et leur confort pour les usagers. Adopter une nomenclature uniforme comme le système Can-BICS va contribuer aux mesures de surveillance régionale et nationale en santé publique, à la planification et à la durabilité.

Mots-clés : données ouvertes, transport actif, cyclisme, infrastructure, nomenclature

Introduction

L'augmentation du nombre de cyclistes et de déplacements en vélo est un objectif commun aux programmes de santé publique, de durabilité et de transport¹⁻⁴. Malgré le fait que de nombreuses villes collectent des données sur leurs aménagements cyclables et, de plus en plus, publient ces données dans le cadre d'initiatives de données ouvertes, il n'existe pas de convention d'appellation pour décrire les aménagements cyclables. Cette absence de nomenclature nuit aux recherches et aux pratiques visant à éclaircir le rôle des aménagements cyclables dans le transport actif au sein des collectivités.

Notre but consistait à établir une nomenclature pour les aménagements cyclables au Canada qui soit pertinente en santé publique. Cette nomenclature constitue une étape fondamentale vers l'opérationnalisation d'indicateurs utilisables dans les

activités de recherche et de surveillance en santé publique portant sur l'activité physique au Canada⁵. Nous avons pris en compte les aménagements cyclables eux-mêmes, soit les pistes et les voies destinées aux vélos, mais non les installations pour navetteurs actifs comme les aires de stationnement pour vélos, les vestiaires ou les douches, qui ne font pas forcément l'objet d'un suivi.

Cette étude est exemptée de l'examen par le Comité d'éthique de la recherche, car elle s'appuie uniquement sur des données publiques pour lesquelles il n'y a aucune attente raisonnable en matière de protection de la vie privée.

Méthodologie

Survol

Nous avons examiné plusieurs guides de conception technique des transports et

Points saillants

- Il est nécessaire d'établir une nomenclature commune pour les aménagements cyclables au Canada afin d'améliorer les mesures de surveillance en santé publique en matière de milieux de transport actif.
- Le système Can-BICS est un système de classification des aménagements cyclables à trois niveaux qui définit le degré de sécurité et le confort pour les usagers de cinq types d'aménagement cyclable.
- Les voies cyclables très confortables sont peu stressantes : ce sont principalement les pistes cyclables sur chaussée longeant les rues principales, les voies cyclables dans les rues secondaires (« vélorues ») et les pistes en site propre.
- Les voies cyclables moyennement confortables sont peu ou moyennement stressantes : ce sont principalement les sentiers polyvalents longeant une chaussée ou formant un corridor indépendant.
- Les voies cyclables peu confortables sont très stressantes : ce sont principalement les bandes cyclables peintes au sol sur des routes achalandées.

plusieurs directives en santé publique afin de mettre au point un système de classification fondé sur le degré de sécurité (risque de blessure ou d'accident selon le type d'aménagement) et le confort pour les usagers (préférences en matière

Rattachement des auteurs :

1. Faculté des sciences de la santé, Université Simon Fraser, Burnaby (Colombie-Britannique), Canada
2. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Meghan Winters, Faculté des sciences de la santé, Université Simon Fraser, 8888 University Drive, Burnaby (C.-B.) V5A 1S6; tél. : 778-782-9325; téléc. : 778-782-5927; courriel : mwinters@sfu.ca

d'aménagement sur les plans du confort et du stress). Nous avons également compilé les termes d'aménagement utilisés dans les données ouvertes fournies par les municipalités canadiennes et nous les avons intégrés au système de classification de la nomenclature.

Examen des guides de conception technique

Nous avons examiné les guides de conception technique du Canada et des États-Unis publiés au cours des 5 dernières années pour déterminer comment les aménagements cyclables étaient définis et classés. Cet examen nous a orienté vers d'autres documents pertinents. Nous avons ainsi examiné les documents suivants : *Guide canadien de conception géométrique des routes*⁶, de l'Association des transports du Canada (ATC), *Transportation design guidelines: all ages and abilities cycling route*, de la ville de Vancouver⁷, *Design manual for bicycle traffic*, de la plateforme CROW⁸, *Urban bikeway design guide*⁹ et *Designing for all ages and abilities: Contextual guidance for high-comfort bicycle facilities*¹⁰, de l'Association nationale des responsables des transports urbains (NACTO), et enfin *Separated bike lane planning and design guide*¹¹, du département des Transports du Massachusetts.

Mise au point de la classification

Pour orienter notre projet de nomenclature, nous avons analysé, dans chacun des guides techniques, les méthodes de classification employées et leur justification. Nous avons aussi examiné la littérature en santé publique sur la sécurité et les préférences en matière d'aménagement, car la sécurité et le confort forment les principes de base de l'organisation des structures de classification (pour plus de détails, veuillez consulter l'analyse exposée dans le rapport *The Canadian Bikeway Comfort and Safety (Can-BICS) classification system: A proposal for developing common naming conventions for cycling infrastructure*¹²). Notre système de classification préliminaire a été revu par un spécialiste américain et trois spécialistes canadiens, soit deux en santé publique et deux en planification et en conception des transports. Leur rétroaction a entraîné une modification des définitions des aménagements, mais aucun changement notable à la classification.

Analyse des données ouvertes

Notre but était de caractériser l'éventail des termes qualifiant les aménagements

cyclables utilisés par les collectivités canadiennes afin de saisir la portée de la nomenclature et son degré de correspondance avec le système Can-BICS proposé. Pour former un échantillon national, nous avons choisi la tranche des 10 % des subdivisions de recensement les plus peuplées de chaque province et territoire. Mises ensemble, ces 45 subdivisions de recensement sont représentatives de 50,4 % de la population canadienne.

Nous avons constitué un ensemble de données sur les aménagements cyclables en regroupant les données ouvertes et des cartes des réseaux cyclables municipaux au besoin. Nous avons extrait tous les termes mentionnés dans les données municipales et nous les avons répartis selon le système de classification Can-BICS. Lorsque c'était possible (pour environ 60 % des termes), nous avons associé l'appellation de l'aménagement à l'un des cinq aménagements cyclables du système Can-BICS en se fiant uniquement à son appellation (p. ex. les « voies cyclables » ont été classées comme « bandes cyclables »). Pour assurer la rigueur du projet, nous avons mené des vérifications ponctuelles sur 10 % des termes d'aménagement en situant et en identifiant les aménagements à l'aide de Google Street View et de QGIS : nous n'avons relevé aucune discordance. Dans les cas où le terme ne permettait pas de classer facilement l'aménagement (dans environ 40 % des cas), nous avons utilisé Google Street View (un service d'imagerie en ligne pour visualiser les rues) et QGIS (un système d'information géographique). Les fichiers de données ouvertes et les données sur les termes d'aménagement sont accessibles dans le dépôt de données RADAR de l'Université Simon Fraser (researchdata.sfu.ca).

Résultats

Les six guides de conception technique décrivaient de nombreux aménagements cyclables. Nous les avons regroupés en cinq catégories (« bandes cyclables peintes au sol », « vélourues », « pistes cyclables sur chaussée », « pistes cyclables en site propre » et « sentiers polyvalents ») en fonction de leur conception (design), de leur utilisation exclusive ou non par les cyclistes et de la proximité entre les cyclistes et les autres usagers de la route⁶⁻⁷. Plusieurs guides ont traité de la sécurité (p. ex. séparation par rapport aux véhicules

motorisés), mais les préférences des usagers et le confort ont été peu abordés, particulièrement dans le cas des aménagements cyclables le long des routes.

L'intégration des guides de pratique et des considérations liées à la santé publique pour classer les aménagements susceptibles de favoriser le plus les déplacements et la sécurité à vélo nous a permis de mettre au point un système de classification du confort et de la sécurité des voies cyclables canadiennes (Can-BICS). Ce système de classification à trois niveaux répartit les aménagements cyclables en cinq catégories, selon leur degré de sécurité et leur confort pour les usagers (tableau 1) :

- **Voies cyclables très confortables.** Ces voies cyclables peu stressantes sont confortables pour la plupart des usagers. Il s'agit des pistes cyclables sur chaussée longeant les voies principales, des vélourues et des pistes cyclables en site propre.
- **Voies cyclables moyennement confortables.** Ces voies cyclables peu à moyennement stressantes sont jugées confortables par une partie des usagers. Les sentiers polyvalents hors route appartiennent à cette catégorie. Ces sentiers polyvalents, qui sont partagés avec les piétons et les usagers d'autres modes de transport actif, sont situés le long d'une chaussée ou dans un corridor indépendant.
- **Voies cyclables peu confortables.** Ces aménagements cyclables très stressants sont confortables pour peu d'usagers. L'aménagement typique de cette catégorie est une bande cyclable peinte au sol, qui incite les cyclistes à circuler sur des bandes peintes sur le sol de routes achalandées.

Comparaison des termes d'aménagement dans les données ouvertes au système Can-BICS

Sur les 45 municipalités retenues, 89 % ($n = 40/45$) avaient un catalogue de données ouvertes et 80 % parmi ces dernières ($n = 32/40$) disposaient d'un ensemble de données sur les aménagements cyclables. Ces données ont été publiées entre 2005 et 2019. Nous avons extrait 269 termes d'aménagement cyclable de ces données (entre 2 et 14 selon les subdivisions de recensement), après élimination des aménagements piétonniers évidents

TABEAU 1
Système de classification du confort et de la sécurité des voies cyclables canadiennes (Can-BICS)

Voies cyclables très confortables : confortables pour la plupart des usagers		
Aménagement	Description	Image
Piste cyclable sur chaussée	Piste cyclable située le long d'une emprise routière et réservée aux cyclistes. Elle est physiquement séparée des véhicules motorisés et du trottoir. La séparation par rapport à la circulation automobile doit inclure une barrière verticale (p. ex. terre-plein, bornes de protection, bacs à fleurs, arbres, aménagement paysager). La séparation avec le trottoir se fait par du mobilier urbain, une bordure ou une zone tampon paysagère. L'aménagement cyclable est au niveau de la rue, du trottoir, ou entre les deux.	 
Vélorue	Rue secondaire (rue à une seule voie, sans ligne médiane) que les vélos partagent avec les véhicules motorisés. Les mesures d'apaisement de la circulation limitent la vitesse et le nombre de véhicules motorisés et réduisent la circulation de transit. Les mesures donnant la priorité aux vélos aident les cyclistes à traverser les rues en toute sécurité tout en réduisant le nombre d'arrêts et le temps d'attente. Ce type d'aménagement intègre des mesures destinées à accroître le confort des cyclistes, à savoir des surfaces lisses, l'éclairage des rues, des panneaux d'orientation, des marquages sur la chaussée et l'emploi de couleurs et de matériaux d'asphaltage uniformes.	 
Piste cyclable en site propre	Sentier asphalté hors route réservé aux cyclistes, situé dans un corridor indépendant à l'écart des routes. Ce type d'aménagement, qui peut être à sens unique ou dans les deux sens avec une ligne médiane, est généralement adjacent à un sentier piétonnier dont il est séparé par une ligne peinte au sol, une bordure ou une zone tampon paysagère.	 

Suite à la page suivante

Voies cyclables moyennement confortables : confortables pour certains usagers

Aménagement	Description	Image
Sentier polyvalent	Sentier asphalté à deux sens partagé par les cyclistes, les piétons et d'autres usagers (p. ex. personnes en patins à roues alignées ou en planche à roulettes). Ce type d'aménagement est situé dans un corridor indépendant à l'écart des routes ou le long d'une chaussée avec une séparation physique par rapport aux véhicules motorisés (au lieu d'un trottoir).	

Voies cyclables peu confortables : confortables pour peu d'usagers

Aménagement	Description	Image
Bande cyclable peinte au sol	Voie peinte au sol sur une route achalandée et identifiée par des pictogrammes de vélo et des losanges indiquant qu'elle est réservée aux cyclistes. La voie, qui est située entre une voie de circulation et la bordure de la route, peut être séparée ou non des véhicules motorisés par des hachures diagonales ou des chevrons. Ces bandes cyclables englobent les voies cyclables facultatives (signalées par des lignes pointillées) situées le long des routes trop étroites pour l'aménagement d'espaces séparés pour les vélos et les véhicules motorisés ainsi que les accotements asphaltés accessibles aux vélos (signalés par une ligne continue et soit des panneaux de voie cyclable, soit des pictogrammes de vélo au sol) sur les routes sans bordure.	

Source : The Canadian Bikeway Comfort and Safety (Can-BICS) Classification System: A Proposal for Developing Common Naming Conventions for Cycling Infrastructure¹².

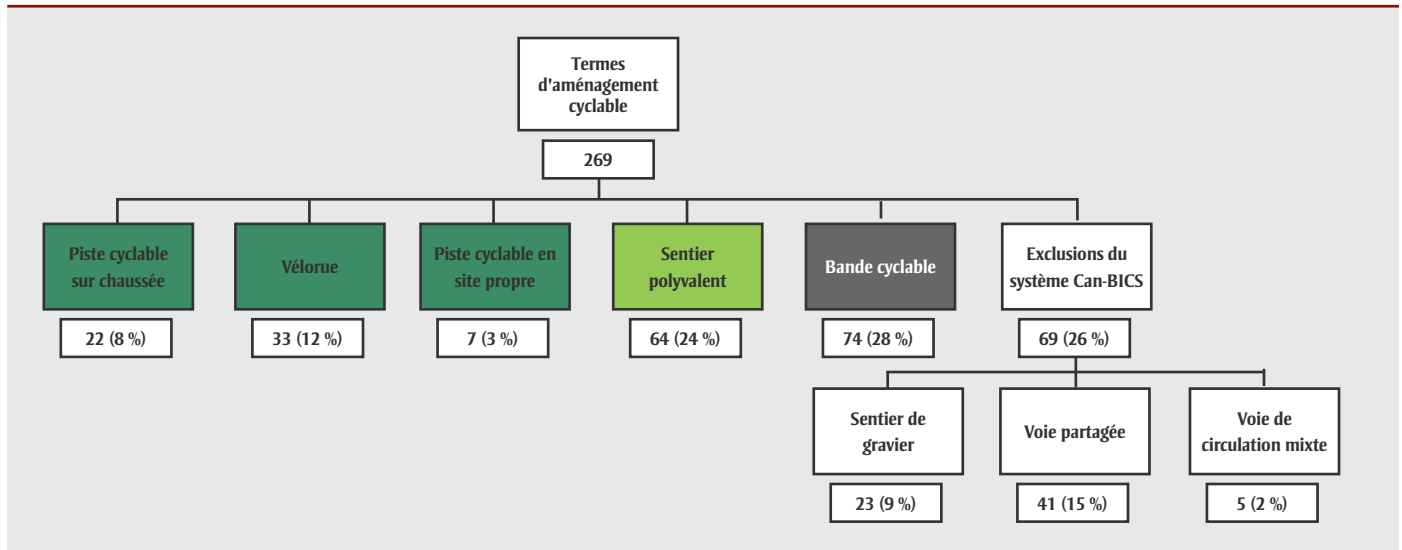
(p. ex. escaliers, trottoirs), des segments de route et des routes désaffectées. Environ 100 termes différents sont demeurés, après regroupement des termes apparentés (p. ex. « bike lane » et « bicycle lane »). Nous avons associé 60 % des 269 termes à l'un des cinq types d'aménagement cyclable du système Can-BICS en fonction de l'appellation seulement (p. ex. bandes cyclables classées comme bandes cyclables peintes au sol). Nous avons évalué les 40 % restants ($n = 108$) à l'aide de Google Street View (voir *The Canadian*

Bikeway Comfort and Safety (Can-BICS) classification system: A proposal for developing common naming conventions for cycling infrastructure)¹².

Nous avons comparé la nomenclature des données ouvertes municipales à celle du système Can-BICS (figure 1) pour vérifier le degré de chevauchement. Il importe de souligner que les proportions présentées dans cet article correspondent à la fréquence d'utilisation des termes qualifiant l'aménagement cyclable dans les fichiers

de données ouvertes et non à la part proportionnelle de ce type d'aménagement au sein du réseau cyclable. Nous avons constaté que 23 % des termes présents dans les données ouvertes correspondaient à des voies cyclables très confortables : 8 % étaient des pistes cyclables sur chaussée, 12 % étaient des vélorues et 3 % étaient des pistes cyclables en site propre. Dans l'ensemble, 24 % des voies cyclables étaient moyennement confortables (sentiers polyvalents) et 28 % étaient peu confortables (bandes cyclables peintes au sol).

FIGURE 1

Répartition, dans le système de classification Can-BICS, des termes d'aménagement cyclable mentionnés dans les données ouvertes municipales^a

Source : The Canadian Bikeway Comfort and Safety (Can-BICS) Classification System: A Proposal for Developing Common Naming Conventions for Cycling Infrastructure¹².

Abréviation : Can-BICS, Système de classification de la commodité et de la sécurité des voies cyclables canadiennes.

^a 269 termes d'aménagement recensés dans 45 subdivisions de recensement.

Par ailleurs, certains termes d'aménagement mentionnés dans les données ouvertes ne correspondaient pas aux critères du système Can-BICS : on les a considérés, d'après l'état actuel des connaissances, comme n'étant pas adaptés (c.-à-d. non sécuritaires ou non confortables) à la promotion du vélo auprès de la population de tous les âges et de toutes les aptitudes. Un grand nombre de ces aménagements étaient des voies partagées, c'est-à-dire des marquages sur une voie destinée aux automobiles. Or il n'y a pas de preuve que les marquages augmentent la sécurité, et la majorité des cyclistes ne souhaitent pas partager une voie de circulation avec des véhicules motorisés. Les autres aménagements exclus ont été les sentiers de gravier, notamment les sentiers polyvalents dont la surface est en gravier, en terre ou en granulat, les sentiers de vélo de montagne, les sentiers de marche dans un parc et les sentiers de randonnée pédestre en terre battue. Les directives de l'Association des transports du Canada excluent explicitement les sentiers de gravier, avec l'argument qu'ils ne sont accessibles qu'à un faible nombre de vélos et qu'ils présentent des exigences de conception particulières⁶. Enfin, si le réseau de « circulation mixte » (rues ou routes secondaires non améliorées) est susceptible de servir de liaison avec le réseau cyclable principal, il ne comporte aucune signalisation ni mesure d'apaisement de la circulation et ne constitue donc pas un aménagement

cyclable. Ces trois catégories rassemblaient 26 % des termes d'aménagement recensés dans les données ouvertes.

Analyse

Le Système de classification du confort et de la sécurité des voies cyclables canadiennes (Can-BICS) définit cinq types d'aménagement cyclable, répartis en trois niveaux selon leur degré de sécurité et leur confort pour les usagers. La classification s'appuie sur un examen des guides de pratique professionnelle concernant la conception des aménagements cyclables, sur la littérature en santé publique en matière de sécurité et de préférences des usagers et sur une analyse des conventions d'appellation en usage. Cette approche met l'accent sur les aménagements cyclables les plus sécuritaires et qui sont préférés des personnes de tous les âges et de toutes les aptitudes, conformément à l'objectif en santé publique d'augmenter le nombre de cyclistes et de déplacements en vélo et, du même coup, le bien-être individuel et collectif¹³.

Il est essentiel d'établir une nomenclature normalisée pour les mesures de surveillance en santé publique, car cela permettra de comparer l'accessibilité et la nature des aménagements dans différents milieux et au fil du temps. Nous nous attendons à ce que les planificateurs puissent utiliser la nomenclature normalisée du système

Can-BICS pour classer les voies de leur collectivité et pour produire des données spatiales détaillées et des indicateurs utiles aux autorités locales en santé publique.

En ce qui concerne le système Can-BICS, les prochaines étapes consisteront à opérationnaliser les indicateurs (p. ex. nombre de kilomètres de voies très confortables, moyennement confortables et peu confortables par région), à définir des unités spatiales (p. ex. aire de diffusion) et leurs limites ainsi qu'à évaluer la qualité des sources de données ouvertes. De nouveaux travaux indiquent qu'OpenStreetMap (OSM; openstreetmap.org) est une source de données prometteuse pour les villes canadiennes¹⁴. À l'échelle nationale, il faut évaluer l'accessibilité, l'exhaustivité et la comparabilité de toutes les sources de données, mais le potentiel de ces efforts de rationalisation et de normalisation est fort.

Points forts et limites

La conception (design) du réseau est essentielle. Bien que le système Can-BICS s'appuie sur des définitions génériques du confort et de la sécurité, il existe des nuances. Par exemple, une piste cyclable sur chaussée (voie très confortable) mal conçue pourrait comporter un plus grand risque de blessure qu'une bande cyclable peinte au sol (voie peu confortable) bien

conçue. Le traitement des intersections et la connectivité du réseau ont également une influence sur la sécurité et le confort de circulation.

Conclusion

Peu de travaux ont été menés jusqu'à présent pour uniformiser l'appellation des infrastructures cyclables des villes. Pourtant, cette entreprise est importante si l'on veut pouvoir comparer des villes (ou les quartiers d'une ville) dans le cadre d'une approche nationale^{15,16}. Une nomenclature normalisée comme celle du système Can-BICS constitue une étape fondamentale vers l'établissement d'une capacité de surveillance des environnements cyclables urbains par la santé publique.

Remerciements

Cette étude a été financée par l'Agence de la santé publique du Canada (n° 4500387514). Meghan Winters est soutenue par une bourse du Scholar Program de la Michael Smith Foundation for Health Research.

Nous souhaitons remercier les gouvernements municipaux qui ont mis leurs données ouvertes à notre disposition. Nous souhaitons également remercier les quatre spécialistes de la santé publique et de l'ingénierie de la circulation qui ont fourni leur rétroaction sur les versions antérieures du système de classification et les deux personnes qui ont aidé pour les traductions du français.

Contributions des auteurs et avis

MW a dirigé la conceptualisation du projet, supervisé l'analyse et contribué à la rédaction et la révision du manuscrit. MZ a dirigé la revue de la littérature, la collecte de données et l'analyse des données et a contribué à la rédaction et la révision du manuscrit. GB a contribué à la conceptualisation du projet et à la rédaction et la révision du manuscrit.

Le contenu de l'article et les points de vue qui y sont exprimés n'engagent que les auteurs et ne correspondent pas nécessairement à ceux du gouvernement du Canada.

Références

1. Pucher J, Buehler R. City cycling. Cambridge (MA): MIT Press; 2012. doi:10.7551/mitpress/9434.001.0001.
2. Winters M, Teschke K, Grant M, Setton EM, Brauer M. How far out of the way will we travel? *Transp Res Rec.* 2010;2190(1):1-10. doi:10.3141/2190-01.
3. Winters M, Teschke K. Route preferences among adults in the near market for bicycling: findings of the Cycling in Cities Study. *Am J Health Promot.* 2010;25(1):40-47. doi:10.4278/ajhp.081006-QUAN-236.
4. Teschke K, Harris MA, Reynolds CC, et al. Route infrastructure and the risk of injuries to bicyclists: a case-crossover study. *Am J Public Health.* 2012;102(12):2336-2343. doi:10.2105/AJPH.2012.300762.
5. Roberts KC, Butler G, Branchard B, et al. Cadre d'indicateurs de l'activité physique, du comportement sédentaire et du sommeil (APCSS). Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2017; 37(8):276-280. doi:10.24095/hpcdp.37.8.04f.
6. Association des transports du Canada. Chapitre 5 – Conception intégrée pour cyclistes. Dans : Guide canadien de conception géométrique des routes. Ottawa (Ont.) : Association des transports du Canada; 2017.
7. City of Vancouver. Transportation design guidelines: all ages and abilities cycling routes. Vancouver (BC): City of Vancouver; 2017. En ligne à : <https://vancouver.ca/files/cov/design-guidelines-for-all-ages-and-abilities-cycling-routes.pdf>
8. Platform CROW. Design manual for bicycle traffic. Ede (Netherlands): CROW; 2016.
9. National Association of City Transportation Officials. Urban bikeway design guide, 2nd ed. Washington (DC): NACTO; 2014.
10. National Association of City Transportation Officials. Designing for all ages & abilities: contextual guidance for high-comfort bicycle facilities. Washington (DC): NACTO; 2017. En ligne à : <https://nacto.org/publication/urban-bikeway-design-guide/designing-ages-abilities-new/>
11. Massachusetts Department of Transportation. Separated bike lane planning & design guide [Internet]. Boston (MA): MassDOT; 2015 [consultation le 4 décembre 2017]. En ligne à : <https://www.mass.gov/lists/separated-bike-lane-planning-design-guide>
12. Winters M, Zanotto M. The Canadian Bikeway Comfort and Safety (Can-BICS) Classification System: a proposal for developing common naming conventions for cycling infrastructure. Vancouver (BC): CHATR; 2019. En ligne à : <https://chatrlab.ca/projects/>
13. Schepers P, Twisk D, Fishman E, Fyhri A, Jensen A. The Dutch road to a high level of cycling safety. *Saf Sci.* 2017;92:264-73. doi:10.1016/j.ssci.2015.06.005.
14. Ferster C, Fischer J, Manaugh K, Nelson T, Winters M. Using OpenStreetMap to inventory bicycle infrastructure: a comparison with open data from cities. *Int J Sustain Transp* 2020; 14(1):64-73. doi:10.1080/15568318.2018.1519746.
15. Winters M, Teschke K, Brauer M, Fuller D. Bike Score®: associations between urban bikeability and cycling behavior in 24 cities. *Int J Behav Nutr Phys Act.* 2016;13(1):18. doi:10.1186/s12966-016-0339-0.
16. Vijayakumar N, Burda C; Pembina Institute. Cycle cities: supporting cycling in Canadian cities. Toronto (Ont.): Pembina Institute; [mis à jour le 16 déc. 2015].

Avis de publication

Étude des blessures, Édition 2020 : Pleins feux sur les traumatismes crâniens tout au long de la vie

 Diffuser cet article sur Twitter

Nouvelle publication !

Le rapport *Étude des blessures, Édition 2020 : Pleins feux sur les traumatismes crâniens tout au long de la vie* a été publié le 7 août 2020.

Troisième de la série *Étude des blessures* de l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC), ce rapport contient des statistiques nationales de surveillance des causes des traumatismes crâniens tout au long de la vie, notamment les sports, les chutes chez les aînés, les agressions et les produits de consommation.

On y retrouve les statistiques suivantes :

- les décès, d'après la Statistique de l'état civil - Base de données sur les décès de Statistique Canada;
- les hospitalisations, d'après la Base de données sur la morbidité hospitalière (BDMH) et la Base de données sur les congés des patients (BDGP) de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS);
- les visites aux services d'urgence dans certaines juridictions, d'après le Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA) de l'ICIS;
- la surveillance par sentinelle des visites aux services d'urgence, du Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT) de l'ASPC.



Point saillants de l'édition 2020

Décès

- Entre 2002 et 2016, on a comptabilisé environ 235 471 décès attribuables à des blessures, dont 53 200 (22,6 %) ont été associés à un diagnostic de traumatisme crânien. On a observé une hausse importante des taux de mortalité liée à un traumatisme crânien chez les individus âgés de 65 ans et plus, les taux les plus élevés étant retrouvés chez les Canadiens les plus âgés.
- Entre 2002 et 2016, on a observé une légère diminution des taux chez les hommes et une légère augmentation des taux chez les femmes. Les collisions de la route, les chutes chez les aînés et le suicide chez les hommes étaient parmi les principales causes de décès lié à un traumatisme crânien.

Hospitalisations

- Entre 2006-2007 et 2017-2018, 399 376 hospitalisations ont été attribuées à une blessure à la tête, dont 63 % (251 504) concernaient des hommes. Au cours de cette période, une légère augmentation du taux d'hospitalisation pour blessure à la tête a été observée chez les femmes, ainsi qu'une légère diminution du taux chez les hommes. Les chutes constituaient la principale cause d'hospitalisation pour blessure à la tête.

Visites aux services d'urgence

- Entre 2002-2003 et 2017-2018, on a enregistré 5 074 239 visites aux services d'urgence pour cause de blessure à la tête en Ontario et en Alberta. Chez les hommes comme chez les femmes, le nombre de visites aux services d'urgence liées à un traumatisme crânien est en hausse depuis 2009-2010. Les principales causes de visite à un service d'urgence pour traumatisme crânien sont les chutes et les incidents associés aux activités sportives et récréatives.

Surveillance par sentinelle des visites aux services d'urgence

- La surveillance par sentinelle des traumatismes crâniens révèle des tendances semblables à celles signalées par d'autres sources.
- On observe une tendance à la hausse du nombre de traumatismes crâniens chez les hommes et chez les femmes entre 1990 et 2018.

Téléchargez ou imprimez *Étude des blessures, Édition 2020 : Pleins feux sur les traumatismes crâniens tout au long de la vie*.

Appel ouvert à contributions : pandémie de COVID-19

Avec un processus de publication rapide

 Diffuser cet article sur Twitter

Appel spécial aux pairs évaluateurs

La Revue PSPMC est à la recherche de pairs évaluateurs ayant une expertise interdisciplinaire et disponibles pour effectuer l'évaluation rapide de manuscrits soumis à la revue dans le cadre de l'appel à contributions sur les liens entre la pandémie de COVID-19 et les domaines de la promotion de la santé et de la prévention des maladies chroniques.

Les sujets incluent, sans s'y limiter :

- les maladies chroniques, leurs facteurs de risque et les liens avec la COVID-19 (p. ex. le risque accru de maladie et les effets sur la santé à long terme);
- la santé mentale;
- la consommation problématique de substances;
- l'impact et les conséquences des mesures de santé publique;
- la prestation de soins de santé préventifs;
- les données probantes sur des interventions prometteuses;
- l'équité en santé.

Si vous êtes intéressé à être pair évaluateur pour la série sur la pandémie de COVID-19 de la Revue PSPMC, veuillez nous faire parvenir un courriel à PHAC.HPCDP.Journal-Revue.PSPMC.ASPC@canada.ca nous indiquant brièvement vos domaines d'expertise, rattachements et disponibilités. Vous pouvez également fournir une notice biographique, un bref curriculum vitae ou des liens vers une biographie en ligne afin de nous aider dans le processus de sélection.

Nous demandons aux évaluateurs de s'engager à compléter au moins une évaluation dans les cinq jours suivant l'acceptation de la demande d'évaluation.

La pandémie de la nouvelle maladie à coronavirus (COVID-19) a une incidence sociétale multidimensionnelle et a, d'une façon ou d'une autre, touché tous les Canadiens. De plus, d'un point de vue de santé publique, nous voyons aussi que cette pandémie et l'épidémie de maladies chroniques à croissance lente qui affecte toutes les régions du monde s'entrechoquent.

Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada : Recherche, politiques et pratiques (la Revue PSPMC) est la revue scientifique mensuelle en ligne de la Direction générale de la promotion de la santé et de la prévention des maladies chroniques de l'Agence de la santé publique du Canada. Les rédacteurs de la revue PSPMC vous invitent par la présente à soumettre des articles de recherche quantitative et qualitative, des commentaires, des éditoriaux et des manuscrits de type « Aperçu » qui abordent les liens entre la pandémie de COVID-19 et la promotion de la santé, les maladies chroniques et l'équité en santé.

De nombreux thèmes sont pertinents dans ce domaine, notamment :

- les associations entre maladies chroniques (et leurs facteurs de risque) et risque d'infection, de maladie grave ou d'issues moins favorables
- les effets à long terme de la COVID-19 sur les survivants, en particulier les troubles de santé mentale de longue durée comme, entre autres, la dépression et l'anxiété
- l'étude des interventions en santé publique et de leur incidence ainsi que de leurs conséquences imprévues aux niveaux individuel (p. ex. santé physique et mentale, comportements sains et favorisant la santé), familial et collectif
- la prestation de soins de santé préventifs pendant la pandémie
- de nouvelles données scientifiques, en particulier les résultats d'études expérimentales naturelles, sur les interventions prometteuses pour améliorer la santé publique (p. ex. mesures d'éloignement physique, protection des personnes souffrant d'une affection chronique sous-jacente) ou pour atténuer l'incidence négative des interventions (p. ex. conséquences sur la santé mentale)
- l'équité en santé et les déterminants sociaux de la santé en tant que questions transversales.

Pour assurer une pertinence à long terme de ces publications, nous nous attendons à ce que les manuscrits analysent les répercussions qu'ont leurs résultats lors de la phase de rétablissement de la crise actuelle et au-delà.

Les manuscrits seront examinés au fur et à mesure de leur réception. Les manuscrits retenus pour les étapes suivantes seront transmis à un comité éditorial spécial chargé de cette série ainsi qu'à deux pairs évaluateurs (si le type d'article le justifie).

Nous nous efforcerons de communiquer la décision éditoriale initiale concernant les manuscrits soumis dans les 15 jours ouvrables pour un article évalué par les pairs et dans les 5 jours ouvrables pour les manuscrits sans examen par les pairs. Les manuscrits acceptés seront priorisés pour publication et seront rendus disponibles en ligne, en format HTML, et indexés « avant l'impression » antérieurement à la création de la version PDF et à leur inclusion dans un numéro régulier de la revue.

Consultez notre site Internet pour toute information sur les types d'articles et sur les directives à l'intention des auteurs pour la soumission d'un article à : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/rapports-publications/promotion-sante-prevention-maladies-chroniques-canada-recherche-politiques-pratiques/information-intention-auteurs.html>.

Si, avant de soumettre votre article, vous avez des questions sur sa conformité ou son adéquation, veuillez les transmettre directement à l'adresse suivante : PHAC.HPCDP.Journal-Revue.PSPMC.ASPC@canada.ca.

Information pour la soumission : Veuillez mentionner cet appel à contributions dans votre lettre d'accompagnement et transmettre votre manuscrit par courriel à l'adresse PHAC.HPCDP.Journal-Revue.PSPMC.ASPC@canada.ca. Cet appel demeure valide tant qu'un nouvel avis n'a pas été publié.

Échéance pour les soumissions : Ouvert jusqu'à nouvel ordre.

Autres publications de l'ASPC

Les chercheurs de l'Agence de la santé publique du Canada contribuent également à des travaux publiés dans d'autres revues. Voici quelques articles publiés en 2020.

Boer M, van den Eijnden RJJM, Boniel-Nissim M, **Wong S-L**, et al. Adolescents' intense and problematic social media use and their well-being in 29 countries. *J Adolesc Health*. 2020;66(6):S89-S99. doi:[10.1016/j.jadohealth.2020.02.014](https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2020.02.014).

Decker KM, Lambert P, **Demers A**, et al. Examining the impact of First Nations status on the relationship between diabetes and cancer. *Health Equity*. 2020;4(1):211-217. doi:[10.1089/heq.2019.0121](https://doi.org/10.1089/heq.2019.0121).

Kinyoki DK, Ross JM, Lazzar-Atwood A, [...] **Badawi A**, [...] **Lang JJ**, et al. Mapping local patterns of childhood overweight and wasting in low- and middle-income countries between 2000 and 2017. *Nat Med*. 2020;26(5):750-759. doi:[10.1038/s41591-020-0807-6](https://doi.org/10.1038/s41591-020-0807-6).

Lee E-Y, Barnes JD, **Lang JJ**, et al. Testing validity of FitnessGram in two samples of US adolescents (12–15 years). *J Exerc Sci Fitness*. 2020;18(3):129-135. doi:[10.1016/j.jesf.2020.04.002](https://doi.org/10.1016/j.jesf.2020.04.002).

Lemieux CL, **de Groh M**, **Gibbons L**, **Morrison H**, **Jiang Y**. A tool to assess risk of type 2 diabetes in Canadian adults. *Can J Diabetes*. 2020;44(5):445-447. doi:[10.1016/j.jcjd.2020.03.002](https://doi.org/10.1016/j.jcjd.2020.03.002).

Marshall DA, Pham T, Faris P, Chen G, **O'Donnell S**, et al. Determination of rheumatoid arthritis incidence and prevalence in Alberta using administrative health data. *ACR Open Rheumatol*. 2020;2(7):424-429. doi:[10.1002/acr2.11158](https://doi.org/10.1002/acr2.11158).

Santos Silva DA, **Lang JJ**, Petroski EL, et al. Association between 9-minute walk/run test and obesity among children and adolescents: Evidence for criterion-referenced cut-points. *PeerJ*. 2020;2020(2):e8651. doi:[10.7717/peerj.8651](https://doi.org/10.7717/peerj.8651).

Smolina K, Crabtree A, Chong M, [...] **Mill C**, et al. Prescription-related risk factors for opioid-related overdoses in the era of fentanyl contamination of illicit drug supply: a retrospective case-control study. *Subst Abuse*. 22 mai 2020;1-7. doi:[10.1080/08897077.2020.1748162](https://doi.org/10.1080/08897077.2020.1748162).

Taddei C, Zhou B, Bixby H, [...] **Bienek A**, [...] **Ko S**, et al. Repositioning of the global epicentre of non-optimal cholesterol. *Nature*. 2020;582(7810):73-77. doi:[10.1038/s41586-020-2338-1](https://doi.org/10.1038/s41586-020-2338-1).

Tam TWS. Preparing for uncertainty during public health emergencies: what Canadian health leaders can do now to optimize future emergency response. *Healthc Manage Forum*. 2020;33(4):174-177. doi:[10.1177/0840470420917172](https://doi.org/10.1177/0840470420917172).

Thompson LH, **Lang JJ**, Olibris C, **Gauthier-Beaupré A**, **Cook H**, **Gillies D**, **Orpana H**. Participatory model building for suicide prevention in Canada. *Int J Ment Health Syst*. 2020;14(1):27. doi:[10.1186/s13033-020-00359-6](https://doi.org/10.1186/s13033-020-00359-6).

Varin M, **Palladino E**, **Orpana HM**, **Wong SL**, **Gheorghe M**, Lary T, **Baker MM**. Prevalence of positive mental health and associated factors among postpartum women in Canada: findings from a national cross-sectional survey. *Matern Child Health J*. 2020;24(6):759-767. doi:[10.1007/s10995-020-02920-8](https://doi.org/10.1007/s10995-020-02920-8).

Williams GC, Battista K, **de Groh M**, **Jiang Y**, **Morrison H**, et al. Longitudinal associations between bullying and alcohol use and binge drinking among grade 9 and 10 students in the COMPASS study. *Can J Public Health*. 4 juin 2020 [en ligne avant l'impression]. doi:[10.17269/s41997-020-00319-0](https://doi.org/10.17269/s41997-020-00319-0).



CANADIAN
PUBLIC HEALTH
ASSOCIATION

ASSOCIATION
CANADIENNE DE
SANTÉ PUBLIQUE

The Voice of Public Health
La voix de la santé publique



Forum sur le contrôle du tabac et du vapotage

LES 22 ET 23 SEPTEMBRE 2020
V I R T U E L

<https://www.cpha.ca/fr/forumcontroletabacvapotage2020>

