

Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada

Recherche, politiques et pratiques

Volume 41 • numéro 7/8 • juillet/août 2021

Dans ce numéro

Recherche quantitative originale

223 Perception des étiquettes de mise en garde concernant la santé apposées sur les produits du cannabis au Canada et aux États-Unis

234 Facteurs socioéconomiques et substances en cause dans les visites aux urgences liées à des intoxications en Colombie-Britannique (Canada)

246 Améliorer l'aide à l'arrêt du tabagisme offerte aux fumeurs québécois : évaluation de la ligne téléphonique d'aide du Québec

Aperçu

255 Couverture de la population dans le Système canadien de surveillance des maladies chroniques : enquête sur le contenu des registres d'assurance-maladie au Canada

Avis de publication

269 Registre canadien des tumeurs cérébrales (RCTC) : Rapport d'incidence (2013-2017) et de mortalité (2014-2018)

Annonce

270 Autres publications de l'ASPC

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

Anne-Marie Ugnat, Ph. D.
Éditrice

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

Barry Pless, C.C., 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

Caroline Bergeron, Dr. P. H.
Agence de la santé publique du Canada

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, 2021

ISSN 2368-7398

Pub. 200280

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

Perception des étiquettes de mise en garde concernant la santé apposées sur les produits du cannabis au Canada et aux États-Unis

Samantha Goodman, Ph. D.; David Hammond, Ph. D.

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

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. L'étiquetage des produits et les mises en garde concernant la santé sont des éléments importants de la réglementation des produits de consommation comme le tabac, l'alcool et les aliments. Or on dispose de peu de données dans le domaine du cannabis. Cette étude visait à examiner la portée des mises en garde obligatoires concernant la santé sur les produits du cannabis, en s'appuyant sur un protocole expérimental naturel.

Méthodologie. Les données sont issues des sondages en ligne de l'International Cannabis Policy Study de 2018 et de 2019. Les répondants ($n = 72\,549$) étaient des hommes et des femmes ayant entre 16 et 65 ans vivant au Canada ou dans un État américain interdisant la consommation non médicale de cannabis (État « à consommation illégale ») ou un État américain l'autorisant (État « à consommation légale »). Des modèles de régression ont été utilisés pour tester les différences sur le plan de la perception des mises en garde concernant la santé sur les emballages de cannabis avant la légalisation au Canada et après celle-ci comparativement aux États américains, après ajustement pour la consommation de cannabis, le fournisseur du cannabis et les données sociodémographiques.

Résultats. Dans l'ensemble, la perception des mises en garde a davantage augmenté entre 2018 et 2019 chez les répondants au Canada (+ 8,9 %, soit 14,7 % en 2019 contre 5,8 % en 2018) que chez les répondants aux États-Unis, que ce soit dans les États à consommation illégale (+ 2,8 %) ou dans les États à consommation légale (+ 3,2 %). En 2019, les consommateurs résidant dans des zones où le cannabis à usage récréatif est légal et qui l'ont acheté auprès de détaillants autorisés étaient plus susceptibles de mentionner avoir remarqué les mises en garde que les consommateurs s'étant procuré du cannabis auprès de fournisseurs non autorisés ou non déclarés (Canada : 40,4 % contre 15,3 %; États américains à consommation légale : 35,3 % contre 17,0 %). Les consommateurs réguliers de cannabis étaient plus susceptibles de remarquer les mises en garde que les consommateurs occasionnels.

Conclusion. Rendre obligatoires les étiquettes de mise en garde sur les produits du cannabis est susceptible d'accroître l'exposition à des messages indiquant les dangers du cannabis pour la santé, en particulier chez les consommateurs fréquents et les personnes s'approvisionnant sur le marché légal.

Mots-clés : mises en garde concernant la santé, cannabis, Amérique du Nord

Introduction

L'étiquetage des produits et les mises en garde concernant la santé sont des éléments importants de la réglementation des produits de consommation comme le

tabac, l'alcool et les aliments. Les mises en garde concernant la santé sur les emballages sont particulièrement importantes, à cause à la fois de la fréquence d'exposition du consommateur et du moment où survient cette exposition, en

Points saillants

- Cette étude visait à examiner la perception des mises en garde obligatoires concernant la santé sur les produits du cannabis.
- Comparativement aux répondants des États américains, ceux du Canada ont davantage remarqué les mises en garde concernant la santé en 2019 qu'en 2018 avant la légalisation de la consommation non médicale de cannabis au Canada.
- L'achat de cannabis auprès de fournisseurs autorisés a été associé à une augmentation de la perception des mises en garde concernant la santé.
- Les consommateurs réguliers de cannabis étaient plus susceptibles de remarquer les mises en garde que les consommateurs occasionnels.
- Rendre obligatoires les étiquettes de mise en garde sur les produits du cannabis est susceptible d'accroître l'exposition à des messages indiquant les dangers du cannabis pour la santé, en particulier chez les consommateurs fréquents et les personnes qui s'approvisionnent sur le marché légal.

général au point de vente et juste avant la consommation^{1,2}. L'effet des mises en garde concernant la santé dépend cependant en grande partie de la conception de celles-ci. Des mises en garde de petite taille et peu claires ont relativement peu d'effet par rapport à des mises en garde plus grandes et plus globales¹. Plusieurs facteurs peuvent augmenter l'efficacité des étiquettes,

Rattachement des auteurs :

École des sciences de la santé publique, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada

Correspondance : David Hammond, École des sciences de la santé publique, Université de Waterloo, 200, avenue University Ouest, Waterloo (Ontario) N2L 3G1; tél. : 519-888-4567 poste 46462; courriel : dhammond@uwaterloo.ca

notamment une augmentation de leur taille, l'emploi d'illustrations et des facteurs de conception spécifiques renforçant la lisibilité et l'impact visuel^{1,3}.

La réglementation des mises en garde obligatoires sur les produits du cannabis n'en est qu'à ses balbutiements, étant donné que les marchés légaux du cannabis sont récents. Au Canada, la consommation non médicale de cannabis a été légalisée le 17 octobre 2018 et a été assortie d'une réglementation exigeant la présence de mises en garde concernant la santé sur tous les emballages de cannabis^{4,5}. Ces mises en garde doivent figurer sur la surface de présentation principale, en caractères noirs sur fond jaune. La taille de la police doit être égale ou supérieure à celle du nom de la marque et supérieure à celle des renseignements concernant le produit. La mise en garde doit également comporter une bordure noire⁴ (figure 1). Différents messages de mise en garde ont été placés à tour de rôle sur les produits, chacun mentionnant un effet différent sur la santé. Alors que les exigences en matière de format n'ont pas changé, les messages des étiquettes de mise en garde ont été revus un an après la légalisation et neuf modifications de mises en garde ont été adoptées le 17 octobre 2019, soit peu avant la fin de l'étude (qui s'est achevée le 31 octobre 2019)⁵. Tant dans les versions d'origine que dans les versions modifiées, les mises en garde concernent la fumée de cannabis, la grossesse ou l'allaitement maternel, la conduite ou l'utilisation de machines, la santé mentale, les risques chez les adolescents et les jeunes adultes, la forte teneur en THC et, à compter de 2019, les effets différés des produits comestibles contenant du cannabis.

Aux États-Unis, bien que le cannabis à usage récréatif demeure une substance

réglementée visée à l'annexe I à l'échelle fédérale, sa consommation par les adultes a été légalisée dans un nombre de plus en plus important d'États depuis 2012. En septembre 2019, la vente au détail de cannabis était légale dans sept États, qui exigeaient tous, au moment de la rédaction de cet article, au moins une étiquette obligatoire de mise en garde concernant la santé sur leurs produits. Contrairement aux mises en garde obligatoires au Canada, aucun de ces États n'exige la rotation du contenu des mises en garde. Aux États-Unis, la plupart des mises en garde sont imprimées en caractères noirs sur fond blanc et apparaissent sous la forme d'un bloc de texte qui résume plusieurs risques pour la santé dans un seul paragraphe. En outre, plusieurs États, dont ceux qui ont interdit la consommation non médicale de cannabis, exigent la présence de mises en garde concernant la santé sur le cannabis thérapeutique, les exigences en la matière variant cependant d'un État à l'autre⁶.

Il existe relativement peu d'études sur les mises en garde concernant la santé liées au cannabis, compte tenu de leur nouveauté relative. La recherche expérimentale, ou antérieure à l'utilisation de telles mises en garde, montre une large adhésion du public à l'instauration de mises en garde obligatoires⁷. Des mises en garde de grande taille et globales sont également susceptibles de réduire l'attrait pour les produits du cannabis, en particulier chez les jeunes⁷⁻⁹. Lors d'un sondage mené auprès de consommateurs de cannabis au Canada et aux États-Unis durant l'année qui a suivi la légalisation de la consommation non médicale de cannabis au Canada, six mises en garde textuelles ont été présentées aux personnes interrogées¹⁰. Un tiers des consommateurs de cannabis ont indiqué qu'ils seraient « heureux » de voir des messages de mise en garde concernant la santé sur les produits du cannabis, et chacun des messages de mise en garde a été jugé crédible par 50 à 75 % des consommateurs. Comparativement aux consommateurs des États-Unis, ceux du Canada se sont montrés plus convaincus en matière d'adhésion et de crédibilité, et ils ont perçu l'information sur la santé comme moins nouvelle.

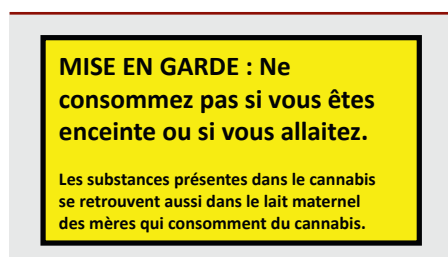
Alors qu'un nombre croissant d'instances envisagent de légaliser la consommation non médicale de cannabis, il y a lieu d'examiner l'efficacité des mises en garde concernant la santé dans des études menées à l'échelle de la population pour

évaluer l'effet réel de ces mises en garde « dans le vrai monde ». Tout d'abord, il faut examiner dans quelle mesure les mises en garde obligatoires sont frappantes aux yeux des consommateurs. Le concept de « perception » est une première étape fondamentale et nécessaire au sein des cadres conceptuels pour les mises en garde concernant la santé. Dit simplement, cela signifie qu'il faut que les consommateurs soient capables de percevoir les mises en garde concernant la santé afin que celles-ci puissent avoir un effet sur leurs connaissances en matière de santé et sur leur comportement^{1,2,11}. La perception a été évaluée dans des modèles conceptuels examinant comment les mises en garde concernant la santé peuvent avoir une influence sur le comportement des consommateurs. Elle est fonction de la taille, de la position et de l'impact visuel de la mise en garde ainsi que de la fréquence d'exposition^{1,11,12}. En fait, des résultats de recherche laissent entendre que les personnes qui fument un paquet de cigarettes par jour sont exposées aux paquets, et donc aux mises en garde concernant la santé là où elles sont obligatoires, environ 7 300 fois par an¹³. Pour les types de produits comme le cannabis, où les ventes illicites sont très élevées même au sein des marchés où a eu lieu la légalisation, le pourcentage d'achats effectués auprès des détaillants autorisés peut être un déterminant important de l'exposition aux mises en garde obligatoires concernant la santé.

Cette étude visait à examiner si le fait de résider au Canada serait associé à une perception autodéclarée croissante des étiquettes de mise en garde concernant la santé avec la légalisation, et comparative-ment au fait de résider dans des États américains ayant légalisé la consommation de cannabis à usage récréatif et ceux ne l'ayant pas fait (désignés respectivement sous le nom d'États « à consommation légale » et d'États « à consommation illégale »). L'hypothèse qui a été avancée est qu'une augmentation plus importante de la perception des mises en garde concernant la santé serait observée au Canada après la légalisation de la consommation du cannabis par rapport aux États américains où la consommation est légale. Une autre hypothèse qui a été posée est que les taux de perception seraient relativement stables dans les États américains à consommation illégale (groupe témoin), l'achat de cannabis à usage récréatif y étant interdit.

FIGURE 1

Exemple d'étiquette canadienne de mise en garde concernant la santé sur le cannabis en vigueur du 17 octobre 2018 au 17 octobre 2019



Méthodologie

Nous avons utilisé des données transversales provenant des phases 1 et 2 de l'International Cannabis Policy Study (ICPS)¹⁴ réalisée au Canada et aux États-Unis. Elles ont été recueillies auprès de répondants de 16 à 65 ans dans le cadre de sondages en ligne autoadministrés effectués à l'automne 2018, juste avant la légalisation de la consommation de cannabis au Canada, puis à l'automne 2019. Les répondants ont été sélectionnés par le biais du Groupe d'étude international de compréhension des consommateurs de Nielsen et de groupes d'étude partenaires en utilisant une méthodologie non probabiliste. Des invitations par courriel (avec un lien unique) ont été envoyées à un échantillon aléatoire de personnes ciblées en fonction de leur âge et de leur pays. Les personnes dont on savait qu'elles n'étaient pas admissibles n'ont pas été invitées.

Les sondages ont été effectués en anglais aux États-Unis et en anglais ou en français au Canada. Leur durée moyenne a été de 20 minutes en 2018 et de 25 minutes en 2019. Les répondants ont donné leur consentement avant de remplir le questionnaire. Les personnes interrogées ont reçu une rétribution conforme à la structure habituelle d'incitatifs de leur groupe d'étude (p. ex. des récompenses sous forme de points ou d'argent, des chances de gagner des prix). Un comité d'éthique de la recherche de l'Université de Waterloo a examiné et approuvé l'étude (Bureau d'éthique de la recherche n° 31330). Le sondage a fait l'objet d'essais pilotes et une description complète de la méthodologie de l'étude est disponible dans les rapports techniques de l'ICPS et dans un article méthodologique¹⁴⁻¹⁸.

Mesures

L'énoncé complet des questions est disponible dans les sondages de l'ICPS (<http://cannabisproject.ca/methods/>, en anglais seulement).

Facteurs sociodémographiques

Les facteurs sociodémographiques étaient le sexe, l'âge, l'ethnicité, le plus haut niveau de scolarité atteint et la perception d'avoir un revenu adéquat (tous étant des variables nominales). Nielsen a détecté le type d'appareil utilisé pour répondre au sondage. Voir les possibilités de réponses dans le tableau 1.

Perception des étiquettes de mise en garde concernant la santé sur le cannabis

La perception des étiquettes de mise en garde concernant la santé sur le cannabis a été évaluée au moyen de la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous vu des mises en garde concernant votre santé sur les produits ou les emballages de marijuana? » (choix de réponses : Oui, Non, Ne s'applique pas [Je n'ai pas vu de produits ou d'emballages de marijuana], Je ne sais pas, Je refuse de répondre.)

Fréquence de consommation de cannabis

La fréquence de consommation de cannabis a été évaluée en interrogeant la personne sur sa consommation la plus récente et courante de cannabis (les réponses ont été classées dans les catégories exclusives suivantes : Pas au cours des 12 derniers mois, Au cours des 12 derniers mois mais pas plus récemment, Une fois ou plus par mois, Une fois ou plus par semaine, Tous les jours ou presque tous les jours, Je ne sais pas, Je refuse de répondre).

Fournisseur de cannabis

La nature du fournisseur de cannabis a été évaluée en posant aux personnes ayant consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-vous procuré de la marijuana à partir de l'une de ces sources? » Les possibilités de réponses étaient les suivantes, avec invitation à sélectionner toutes les réponses valables : « J'ai fait pousser la mienne, Je l'ai obtenue d'un membre de la famille ou d'un ami, Je l'ai achetée à un vendeur, Je l'ai achetée par commande en ligne ou par commande postale, Je l'ai achetée dans une boutique, une coopérative ou un dispensaire », avec des questions de suivi dans le cas des deux dernières réponses pour indiquer s'il s'agissait d'un site Internet ou d'un magasin autorisé/légal ou non autorisé/illégal. La réponse portant sur le fournisseur de cannabis a été transformée en variable binaire (1 = fournisseur autorisé; 0 = fournisseur non autorisé ou non déclaré). La codification des fournisseurs autorisés et des fournisseurs non autorisés est disponible sur demande.

Analyse des données

Les échantillons transversaux finaux de 2018 et 2019 comptaient respectivement 27 169 et 45 735 répondants, soit un total cumulé de 72 904 personnes interrogées. Un sous-échantillon de 72 549 personnes a

été intégré à l'analyse après exclusion de celles qui n'ont pas répondu à la question sur la perception des étiquettes de mise en garde concernant la santé sur les produits du cannabis. Les pondérations de l'échantillon après stratification ont été obtenues à partir des estimations des recensements du Canada et des États-Unis et d'un algorithme d'itération (pour les détails, voir les rapports techniques de l'ICPS^{15,16}). Les pondérations ont été réajustées à la taille de l'échantillon pour le Canada et pour les États américains à consommation légale et ceux à consommation illégale. Sauf indication contraire, les estimations sont pondérées.

Une régression logistique binaire a été utilisée pour tester les différences en matière de prévalence de perception des étiquettes de mise en garde concernant la santé (1 = J'ai remarqué les étiquettes de mise en garde concernant la santé sur les produits du cannabis; 0 = Je n'ai pas remarqué les étiquettes de mise en garde concernant la santé sur les produits du cannabis/Sans objet/Je ne sais pas) entre les trois zones au fil du temps, soit à l'automne 2018 (juste avant la légalisation au Canada) et à l'automne 2019 (un an après la légalisation). Les interactions entre la phase des sondages et la zone ont été testées aux étapes suivantes des modèles. Les modèles ont été ajustés pour la période, l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, l'ethnicité, le caractère adéquat du revenu, la fréquence de consommation de cannabis et le type d'appareil détecté pour répondre au sondage, avec indication d'intervalles de confiance (IC) à 95 % et de rapports de cotes corrigés (RCC). La valeur limite choisie pour la signification statistique a été de $p < 0,05$. Un autre modèle a ensuite été employé pour les consommateurs de cannabis, avec ajustement pour les mêmes covariables ainsi que pour le type de fournisseur de cannabis. Les analyses ont été réalisées au moyen des procédures de sondage du logiciel SAS, version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Résultats

Les caractéristiques de l'échantillon figurent dans le tableau 1. Au sein de chaque zone, les répondants ont été répartis de manière à peu près égale en fonction du sexe et du groupe d'âge. L'âge moyen des répondants était de 40,3 ans (écart-type : 14,7). La plupart des personnes interrogées ont déclaré être blanches et étaient

TABLEAU 1
Caractéristiques de l'échantillon, International Cannabis Policy Study 2018 et 2019, données pondérées (n = 72 549)

	Canada				États américains à consommation illégale ^a				États américains à consommation légale ^b			
	2018 (avant la légalisation) (n = 10 018)		2019 (après la légalisation) (n = 15 151)		2018 (n = 9 692)		2019 (n = 10 231)		2018 (n = 7358)		2019 (n = 20 099)	
	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n
Sexe												
Féminin	50,0	5 006	49,8	7 547	50,4	4 883	50,3	5 150	49,8	3 665	49,8	10 019
Masculin	50,0	5 012	50,2	7 604	49,6	4 808	49,7	5 081	50,3	3 693	50,2	10 081
Âge (ans)												
16 à 25	18,9	1 894	18,6	2 824	19,9	1 933	19,9	2 034	19,4	1 429	19,7	3 957
26 à 35	20,6	2 066	20,8	3 157	21,4	2 069	21,5	2 198	22,9	1 685	22,6	4 551
36 à 45	19,6	1 963	19,8	3 002	18,9	1 835	19,1	1 950	17,4	1 279	19,3	3 886
46 à 55	20,8	2 088	20,0	3 025	20,2	1 954	19,8	2 027	21,8	1 605	19,5	3 912
56 à 65	20,0	2 008	20,7	3 144	19,6	1 900	19,8	2 022	18,5	1 360	18,9	3 794
Ethnicité												
Blanc	77,4	7 758	73,4	11 116	76,4	7 407	76,1	7 787	76,4	5 622	76,3	15 329
Autre/mixte/non déclaré	22,6	2 261	26,6	4 035	23,6	2 284	23,9	2 444	23,6	1 736	23,7	4 771
Plus haut niveau de scolarité atteint												
Non déclaré	0,7	73	1,0	150	0,3	27	0,4	36	0,4	32	0,4	79
Niveau inférieur au secondaire	15,5	1 549	15,4	2 333	15,2	1 474	12,1	1 237	11,8	865	5,1	1 015
Diplôme d'études secondaires	26,6	2 666	26,5	4 017	19,4	1 880	22,5	2 304	15,8	1 164	20,2	4 067
Formation collégiale/technique	32,4	3 242	32,4	4 911	38,4	3 717	36,4	3 725	42,0	3 090	41,7	8 385
Baccalauréat ou plus	24,8	2 488	24,7	3 740	26,8	2 593	28,6	2 928	30,0	2 207	32,6	6 553
Revenu perçu comme adéquat (facilité à joindre les deux bouts)												
Non déclaré	3,4	346	3,8	576	2,0	199	2,5	259	2,9	216	3,1	615
Très difficile	8,2	822	9,7	1 463	9,3	901	10,6	1 088	8,9	655	10,0	2 018
Difficile	20,0	2 002	22,2	3 368	22,2	2 156	23,2	2 378	19,5	1 438	22,6	4 550
Ni facile ni difficile	35,9	3 601	35,0	5 308	31,5	3 053	33,0	3 381	32,2	2 370	33,2	6 673

Suite à la page suivante

TABLEAU 1 (suite)
Caractéristiques de l'échantillon, International Cannabis Policy Study 2018 et 2019, données pondérées (n = 72 549)

	Canada				États américains à consommation illégale ^a				États américains à consommation légale ^b			
	2018 (avant la légalisation) (n = 10 018)		2019 (après la légalisation) (n = 15 151)		2018 (n = 9 692)		2019 (n = 10 231)		2018 (n = 7358)		2019 (n = 20 099)	
	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n
Facile	21,2	2 122	19,7	2 984	22,0	2 132	19,0	1 946	22,9	1 682	19,9	4 009
Très facile	11,2	1 125	9,6	1 452	12,9	1 251	11,5	1 180	13,5	996	11,1	2 234
Fréquence de consommation de cannabis^c												
Pas au cours des 12 derniers mois	72,6	7 275	64,9	9 836	76,3	7 394	69,5	7 109	66,0	4 856	61,1	12 287
Au cours des 12 derniers mois	8,6	862	11,3	1 717	6,9	672	8,1	831	9,3	685	10,1	2 022
Une fois ou plus par mois	4,8	485	6,9	1 053	5,2	507	6,1	624	6,8	499	6,3	1 272
Une fois ou plus par semaine	5,1	507	5,6	850	4,1	397	4,7	482	6,6	485	6,2	1 252
Tous les jours ou presque	8,9	889	11,2	1 696	7,4	721	11,6	1 185	11,3	833	16,3	3 266
Fournisseur du cannabis												
Fournisseur autorisé	2,2	220	18,2	2 760	1,4	136	2,0	208	19,1	1 407	23,6	4 739
Fournisseur non autorisé/non déclaré	25,2	2 523	16,9	2 555	22,3	2 161	28,5	2 914	14,9	1 094	15,3	3 073
Pas de consommation au cours des 12 derniers mois	72,6	7 275	64,9	9 836	76,3	7 394	69,5	7 109	66,0	4 856	61,1	12 287
Appareil détecté lors de la réponse au sondage												
Téléphone intelligent ^d	0,0	0	42,7	6 475	0,0	0	51,9	5 306	0,0	0	52,7	10 598
Tablette	10,8	1 081	9,5	1 442	7,5	730	6,2	638	10,9	801	5,9	1 183
Ordinateur	89,2	8 937	47,7	7 234	92,5	8 961	41,9	4 287	89,1	6 557	41,4	8 318

Remarque : Les pourcentages ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre à 100.

^a États américains où la consommation non médicale de cannabis est illégale.

^b États américains où la consommation non médicale de cannabis est légale.

^c Catégories s'excluant mutuellement. Une personne ayant consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois est un répondant ayant indiqué avoir consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois, mais aucune des catégories plus récentes.

^d L'utilisation des téléphones intelligents pour répondre au sondage était interdite lors du sondage de 2018 (phase 1).

titulaires d'un diplôme d'études secondaires au moins.

Effet de la période, de la zone et de la consommation de cannabis sur la perception des mises en garde concernant la santé

La prévalence de la perception des mises en garde concernant la santé en fonction des caractéristiques sociodémographiques et des autres covariables testées chez les répondants figure dans le tableau 2 et celle par zone au fil du temps est présentée dans la figure 2. Dans l'ensemble, la perception des mises en garde a davantage augmenté en 2019 par rapport à 2018 chez les répondants au Canada (+ 8,9 %) que chez les répondants aux États-Unis, que ce soit dans les États à consommation illégale (+ 2,8 %) ou dans ceux à consommation légale (+ 3,2 %).

Les résultats du modèle de régression ont montré une interaction significative entre l'année de réalisation du sondage et la zone observée ($F[2, 72\ 649] = 41,37, p < 0,001$), de sorte que l'augmentation de la perception des mises en garde concernant la santé en 2019 (après la légalisation) comparativement à 2018 (avant la légalisation) était supérieure au Canada par rapport aux États américains à consommation illégale ($RCC = 2,02$, IC à 95 % : 1,65 à 2,49, $p < 0,001$) et à ceux à consommation légale ($RCC = 2,34$, IC à 95 % : 1,93 à 2,83, $p < 0,001$). Aucun effet de l'année de réalisation du sondage n'a été observé entre les États américains à consommation illégale et ceux à consommation légale ($p = 0,150$).

Le modèle des effets majeurs a aussi montré un effet significatif de la fréquence de consommation de cannabis ($F[4, 72\ 647] = 386,18, p < 0,001$). Comparativement à celles qui n'avaient pas consommé de cannabis au cours des 12 derniers mois, les personnes ayant consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois ($RCC = 1,88$, IC à 95 % : 1,70 à 2,08, $p < 0,001$), une fois par mois ou plus ($RCC = 3,12$, IC à 95 % : 2,78 à 3,49, $p < 0,001$), une fois par semaine ou plus ($RCC = 3,59$, IC à 95 % : 3,20 à 4,03, $p < 0,001$) et chaque jour ou presque ($RCC = 4,76$, IC à 95 % : 4,38 à 5,19, $p < 0,001$) étaient davantage susceptibles de mentionner avoir remarqué les étiquettes de mise en garde concernant la santé.

Effet du fournisseur de cannabis sur la perception des mises en garde concernant la santé

La prévalence de la perception des mises en garde en fonction du fournisseur de cannabis chez les répondants ayant consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois est présentée dans la figure 3. En 2019, les consommateurs résidant dans des zones où le cannabis à usage récréatif était légal et qui l'ont acheté auprès de détaillants autorisés étaient aussi plus susceptibles d'avoir indiqué qu'ils avaient remarqué les mises en garde que les consommateurs s'étant procuré du cannabis auprès de fournisseurs non autorisés ou non déclarés (Canada : 40,4 % contre 15,3 %; États américains à consommation légale : 35,3 % contre 17,0 %).

Les résultats du modèle de régression montrent que les effets majeurs de la période et de la zone ainsi que l'interaction entre la période et la zone sont restés significatifs dans ce modèle ($p < 0,001$ pour tous), avec le même type de résultats que ceux observés ci-dessus (données non présentées). Les consommateurs s'étant procuré du cannabis auprès d'un fournisseur autorisé étaient davantage susceptibles d'avoir remarqué les mises en garde que ceux l'ayant obtenu auprès d'un fournisseur non autorisé ou non déclaré (37,1 % contre 12,7 %, $p < 0,001$). Une interaction significative entre la zone et le fournisseur de cannabis a aussi été observée ($F[2, 22\ 469] = 12,69, p < 0,001$), de sorte que l'effet positif de l'obtention de cannabis auprès d'un fournisseur autorisé était supérieur au Canada par rapport aux États américains à consommation illégale ($RCC = 21,71$, IC à 95 % : 15,29 à 30,84, $p < 0,001$) et à ceux à consommation légale ($RCC = 9,40$, IC à 95 % : 7,50 à 11,77, $p < 0,001$), de même que dans les États américains à consommation illégale par rapport à ceux à consommation légale ($RCC = 16,53$, IC à 95 % : 11,75 à 23,28, $p < 0,001$). Il n'y avait pas de triple interaction entre la période, la zone et le fournisseur de cannabis ($p = 0,731$).

Les groupes étant les plus susceptibles d'avoir indiqué qu'ils avaient remarqué les mises en garde étaient les hommes comparativement aux femmes ($RCC = 1,34$, IC à 95 % : 1,22 à 1,46, $p < 0,001$), les groupes ethniques autres/mixtes/non déclarés comparativement aux personnes blanches ($RCC = 1,12$, IC à 95 % : 1,00 à 1,25, $p = 0,044$), les personnes ayant une

formation collégiale ou technique ($RCC = 1,49$, IC à 95 % : 1,23 à 1,80, $p < 0,001$) ou titulaires d'un baccalauréat ($RCC = 1,69$, IC à 95 % : 1,38 à 2,06, $p < 0,001$) comparativement à celles ayant un niveau de scolarité inférieur au secondaire et enfin les personnes ayant déclaré qu'il leur était « très facile » de joindre les deux bouts comparativement à celles qui ont déclaré que ce n'était « ni facile ni difficile » ($RCC = 1,24$, IC à 95 % : 1,05 à 1,45, $p = 0,009$) ou qui n'ont rien déclaré en matière de caractère adéquat du revenu ($RCC = 2,43$, IC à 95 % : 1,54 à 3,83, $p < 0,001$). Les répondants de 16 à 25 ans ($RCC = 3,24$, IC à 95 % : 2,77 à 3,80, $p < 0,001$), de 26 à 35 ans ($RCC = 2,34$, IC à 95 % : 2,03 à 2,70, $p < 0,001$), de 36 à 45 ans ($RCC = 1,74$, IC à 95 % : 1,49 à 2,03, $p < 0,001$) et de 46 à 55 ans ($RCC = 1,42$, IC à 95 % : 1,21 à 1,66, $p < 0,001$) étaient également plus susceptibles de remarquer les mises en garde que les 56 à 65 ans.

À l'image du type de résultats obtenus chez l'ensemble des personnes interrogées, les répondants consommant du cannabis chaque mois ($RCC = 1,45$, IC à 95 % : 1,26 à 1,67, $p < 0,001$), chaque semaine ($RCC = 1,51$, IC à 95 % : 1,31 à 1,75, $p < 0,001$) et chaque jour ou presque ($RCC = 1,97$, IC à 95 % : 1,74 à 2,22, $p < 0,001$) étaient plus susceptibles de remarquer les étiquettes de mise en garde que celles ayant consommé du cannabis moins d'une fois par mois au cours des 12 derniers mois. Aucun effet n'a été observé en fonction type d'appareil détecté pour répondre au sondage ($p = 0,492$).

Analyse

Les résultats de cette étude laissent penser qu'il y a eu une augmentation de la perception des mises en garde concernant la santé à propos des produits du cannabis depuis leur caractère obligatoire lié à la légalisation de la consommation de cannabis à usage récréatif au Canada. Cette conclusion est en accord avec nos hypothèses et avec un récent sondage national de suivi effectué au Canada, qui a montré que la perception des mises en garde concernant la santé sur les emballages de cannabis avait augmenté entre la première et la deuxième année après la légalisation¹⁹. En fait, les consommateurs vivant dans les zones ayant légalisé la consommation de cannabis étaient plus susceptibles d'avoir indiqué qu'ils avaient remarqué les mises en garde concernant la santé sur

TABEAU 2
Pourcentage de personnes interrogées ayant remarqué les étiquettes de mise en garde concernant la santé
en fonction des covariables testées, International Cannabis Policy Study 2018 et 2019

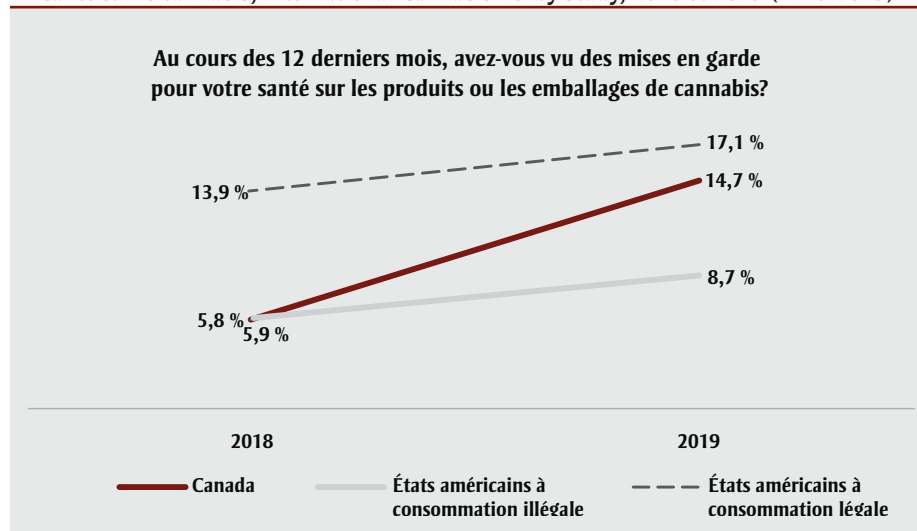
	Canada		États américains à consommation illégale ^a		États américains à consommation légale ^b	
	2018	2019	2018	2019	2018	2019
	(avant la légalisation)	(après la légalisation)	(n = 9 692)	(n = 10 231)	(n = 7 358)	(n = 20 099)
	(n = 10 018)	(n = 15 151)	%	%	%	%
Sexe						
Féminin	4,6	11,8	3,8	6,8	11,5	14,1
Masculin	7,1	17,7	8,1	10,6	16,3	20,2
Âge (ans)						
16 à 25	7,5	19,4	5,1	10,7	14,1	23,9
26 à 35	7,8	23,2	10,2	13,6	22,6	23,6
36 à 45	6,6	15,3	8,5	10,3	18,0	16,6
46 à 55	4,2	9,6	4,5	5,4	7,6	11,8
56 à 65	3,2	6,3	1,1	3,0	6,3	8,4
Ethnicité						
Blanc	5,1	13,1	5,6	7,4	14,8	16,6
Autre/mixte/non déclaré	8,1	19,2	7,1	12,7	11,0	18,9
Plus haut niveau de scolarité atteint						
Non déclaré	13,1	6,9	14,2	1,5	0,0	3,3
Niveau inférieur au secondaire	6,5	13,2	3,2	4,5	9,5	17,5
Diplôme d'études secondaires	5,4	15,3	4,3	8,9	12,5	17,9
Formation collégiale/technique	5,6	15,2	4,8	7,7	13,3	16,8
Baccalauréat ou plus	5,9	14,6	10,3	11,5	17,4	17,2
Revenu perçu comme adéquat (facilité à joindre les deux bouts)						
Non déclaré	5,7	7,4	4,9	4,0	6,4	7,3
Très difficile	6,6	17,4	5,0	9,8	11,7	20,1
Difficile	5,3	15,2	4,0	6,6	12,1	16,5
Ni facile ni difficile	5,1	14,1	5,3	7,0	12,7	15,9
Facile	6,8	14,3	6,3	9,7	16,7	17,5
Très facile	6,7	16,7	10,9	16,0	17,4	21,4
Fréquence de consommation de cannabis^c						
Pas au cours des 12 derniers mois	4,1	7,3	4,3	6,7	7,1	10,1
Au cours des 12 derniers mois	5,8	18,6	8,2	8,0	15,6	17,1
Une fois ou plus par mois	11,2	28,3	14,2	12,2	28,5	26,0
Une fois ou plus par semaine	10,0	30,7	12,6	15,4	29,2	30,0
Tous les jours ou presque	14,5	37,0	11,3	16,4	34,6	35,1
Fournisseur du cannabis						
Fournisseur autorisé	27,3	40,4	47,6	41,4	36,6	35,3
Fournisseur non autorisé/non déclaré	8,9	15,3	9,0	11,2	15,0	17,0
Pas de consommation au cours des 12 derniers mois	4,1	7,3	4,3	6,7	7,1	10,1

^a États américains où la consommation non médicale de cannabis est illégale.

^b États américains où la consommation non médicale de cannabis est légale.

^c Catégories s'excluant mutuellement (p. ex. une personne ayant consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois est un répondant ayant indiqué avoir consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois, mais aucune des catégories plus récentes).

FIGURE 2
Pourcentage de répondants ayant remarqué les étiquettes de mise en garde concernant la santé sur le cannabis, International Cannabis Policy Study, 2018 et 2019 (n = 72 549)



Remarque : Les États américains où la consommation est légale et ceux où la consommation est illégale sont les États où la consommation non médicale de cannabis est respectivement légale et illégale.

les emballages que les consommateurs des États américains où la consommation non médicale de cannabis restait illégale. La perception des mises en garde en 2019 était aussi plus élevée chez les consommateurs qui avaient indiqué qu'ils se procuraient le cannabis auprès de fournisseurs autorisés. Bien que certains produits obtenus par des voies non réglementées affichent

des mises en garde, en particulier s'ils ont été détournés des marchés légaux, l'étiquetage des produits non réglementés est extrêmement variable et très peu fiable.

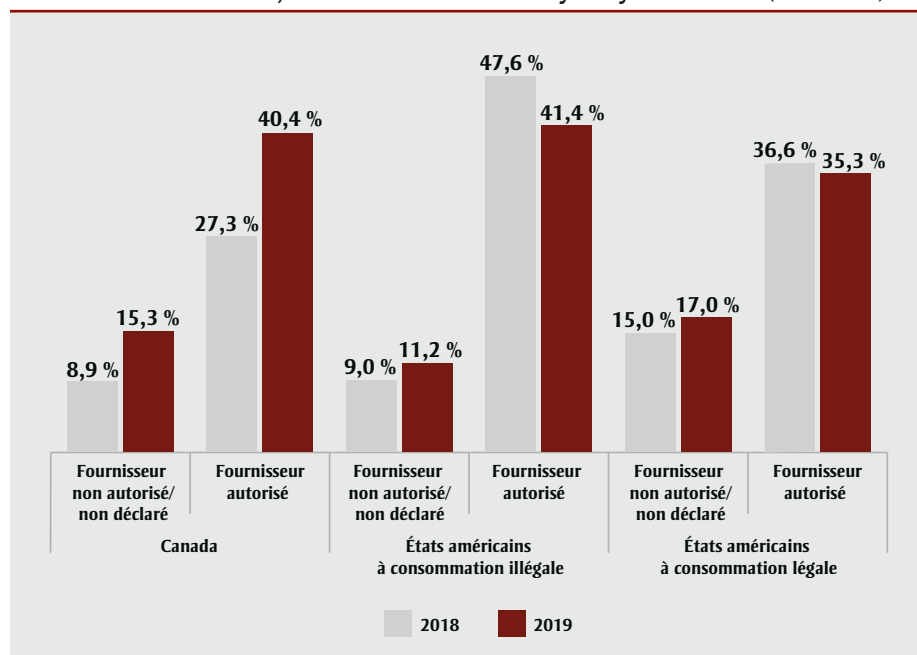
Nous n'avons pas vérifié si la plus grande taille des étiquettes canadiennes et la place importante qui leur est réservée augmentaient le degré de perception de

leur présence comparativement aux mises en garde obligatoires des États américains, qui sont en général moins caractéristiques et moins mises en relief. Toutefois, le taux supérieur de perception des mises en garde chez les personnes s'étant procuré du cannabis auprès de fournisseurs autorisés était plus élevé au Canada que dans les États américains à consommation légale ou dans ceux à consommation illégale. Outre les étiquettes de mise en garde plus caractéristiques au Canada, les produits du cannabis du marché légal canadien doivent aussi respecter des exigences en matière d'emballage semblables à celles des emballages « neutres » ou « normalisés » des produits du tabac, notamment la limitation à une seule couleur de fond et des restrictions concernant l'image de la marque⁴, exigences qui ont entraîné une diminution de l'attrait pour ces produits chez les jeunes et qui ont renforcé les perceptions de risque²⁰. De futures études longitudinales sont nécessaires pour examiner adéquatement l'efficacité des mises en garde canadiennes, étant donné que le marché légal est récent au Canada et que seule une minorité de consommateurs avaient fait la transition vers le marché légal au moment de l'étude.

Par ailleurs, le taux de perception des mises en garde chez les personnes s'étant procuré du cannabis auprès de fournisseurs autorisés était plus élevé dans les États américains à consommation illégale que dans ceux à consommation légale. Alors que les États à consommation illégale ont été à l'origine inclus dans l'étude à titre de groupe témoin pour lequel il n'existait pas de consommation légale de cannabis à usage récréatif, cette conclusion pourrait refléter les achats effectués par les consommateurs de cannabis thérapeutique autorisés auprès des détaillants de fournitures médicales, le seul type de détaillants « autorisés » accessibles dans ces États. Les consommateurs de cannabis thérapeutique sont susceptibles d'être des consommateurs plus sélectifs, particulièrement motivés par la recherche de renseignements sur la santé et la consultation des mises en garde sur les produits.

Les personnes consommant plus fréquemment du cannabis étaient aussi plus susceptibles de remarquer les mises en garde, ce qui va de pair avec une plus grande exposition aux emballages de cannabis en général. Cette exposition accrue pourrait être particulièrement importante, étant donné que les personnes qui consomment

FIGURE 3
Pourcentage de répondants ayant consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois et ayant remarqué les étiquettes de mise en garde concernant la santé sur le cannabis, en fonction du fournisseur de cannabis, International Cannabis Policy Study 2018 et 2019 (n = 23 792)



Remarque : Les États américains où la consommation est légale et ceux où la consommation est illégale sont les États où la consommation non médicale de cannabis est respectivement légale et illégale.

du cannabis plus souvent courent un plus grand risque de subir les effets sur la santé d'une consommation régulière²¹.

D'autres différences sociodémographiques ont également été observées, même si elles étaient d'une ampleur relativement modeste et pourraient avoir découlé de différences entre les zones. Par exemple, les quelques différences observées en ce qui concerne le niveau de scolarité étaient en grande partie le fruit des différences parmi les États à consommation de cannabis à usage récréatif illégale. En revanche, dans les zones à consommation légale avec mises en garde obligatoires, le degré de perception des mises en garde avait tendance à être le même quel que soit le niveau de scolarité (tableau 2). Ces conclusions sont largement en accord avec celles qui ont trait aux mises en garde sur le tabac, montrant que des étiquettes très visibles sont associées à des différences moindres entre les niveaux socioéconomiques, en particulier si les mises en garde comportent des illustrations qui ne nécessitent pas de savoir lire pour être comprises¹. Les premiers résultats de recherche à propos des mises en garde concernant la santé sur les produits du cannabis laissent penser que celles qui sont sous la forme d'illustrations sont perçues comme plus efficaces et plus crédibles que les mises en garde textuelles⁷.

Enfin, il est important de noter qu'au Canada, seule une personne sur cinq environ ayant consommé du cannabis au cours des 12 derniers mois en se le procurant sur le marché légal a indiqué avoir remarqué les mises en garde concernant la santé. Il peut y avoir plusieurs raisons à cela.

Premièrement, dans la plupart des provinces, les particuliers peuvent faire pousser leurs propres plants de cannabis et on peut partager le cannabis en toute légalité avec un autre adulte ayant l'âge légal ou l'obtenir par un fournisseur de soins médicaux, l'un ou l'autre ayant pu retirer le produit de son emballage d'origine^{22,23}. Ces sources légales enlèvent ainsi des occasions aux consommateurs d'être exposés aux étiquettes de mise en garde.

Deuxièmement, il se peut que certaines personnes interrogées aient cru qu'un détaillant vendant du cannabis de manière

illicite était un fournisseur autorisé. En effet, des données récentes montrent que de nombreux consommateurs canadiens ont encore du mal à faire la distinction entre les détaillants légaux et ceux non autorisés²⁴. Cela peut avoir conduit à une plus faible exposition aux mises en garde chez ceux qui ont indiqué à tort qu'ils se procuraient leur cannabis auprès de fournisseurs autorisés. Cependant, étant donné qu'il n'y a pas eu d'augmentation significative de la perception des étiquettes de mise en garde dans les États américains où la consommation est légale, ni dans ceux où la consommation est illégale, comme nous en avons fait l'hypothèse, l'augmentation significative de cette perception au Canada entre avant et après la légalisation mérite d'être notée et laisse penser que l'exposition aux mises en garde s'est accrue après la mention ces dernières sur les produits légaux.

Troisièmement, l'exposition aux mises en garde concernant la santé sur les produits de cannabis pourrait être plus limitée que dans le cas d'autres produits, comme les cigarettes, pour lesquelles les études sont plus abondantes. En général, les fumeurs voient les paquets de cigarettes chaque fois qu'ils en retirent une du paquet¹, tandis qu'il n'est pas certain que les consommateurs de cannabis conservent l'emballage d'origine de leurs produits. L'exposition aux mises en garde concernant la santé pourrait par conséquent être moindre chez les consommateurs de produits du cannabis que chez les fumeurs de cigarettes. De futures études auront à examiner si les consommateurs prennent davantage conscience des mises en garde concernant la santé et les connaissent mieux à mesure qu'ils passent progressivement des produits du cannabis illégaux aux produits légaux au Canada et qu'ils vont être de ce fait de plus en plus exposés à ces mises en garde.

Points forts et limites

Les points forts de l'étude sont la grande taille de l'échantillon, le fait que l'étude repose sur un protocole expérimental naturel et le fait que les répondants ont été recrutés un peu partout au Canada et aux États-Unis.

L'étude présente cependant certaines limites. Par exemple, l'analyse a examiné les différences entre les États ayant légalisé la consommation non médicale de cannabis

et ceux ne l'ayant pas fait, mais les politiques d'étiquetage sont variables également en fonction de la légalisation de cannabis thérapeutique, ce qui n'a pas été pris en compte dans l'étude. De plus, certains États ayant légalisé la consommation non médicale de cannabis (par exemple le Vermont et le District de Columbia) n'ont pas encore établi de systèmes légaux de vente au détail⁶. En outre, des étiquettes modifiées de mise en garde concernant la santé sont entrées en vigueur deux semaines avant la fin de la période de sondage de 2019. Étant donné que les messages de base de ces mises en garde n'ont pas changé, il est improbable que toute exposition à leurs versions mises à jour ait influencé les résultats chez les répondants au Canada.

Cette étude présente aussi certaines limites courantes relevant des recherches par sondages. Les répondants ont été sélectionnés en utilisant un échantillonnage non probabiliste, ce qui fait que les conclusions ne fournissent pas d'estimations représentatives à l'échelle nationale. Les données ont été pondérées selon le groupe d'âge, le sexe, la zone, le niveau de scolarité et la fréquence de consommation de cannabis dans les deux pays et, aux États-Unis, selon l'ethnicité par région (« region-by-race »*). Toutefois, l'échantillon de répondants aux États-Unis comprenait moins de personnes avec de faibles niveaux de scolarité et moins de personnes déclarant être hispaniques (« Hispanic »*) que la population nationale. Si les estimations de consommation de cannabis se situaient dans la fourchette des estimations nationales pour les jeunes adultes, celles pour l'ensemble de l'échantillon de l'ICPS étaient en général supérieures à celles des sondages nationaux menés aux États-Unis et au Canada. C'est probablement dû au fait que les membres de l'échantillon de l'ICPS avaient entre 16 et 65 ans alors que les sondages nationaux incluent les adultes plus âgés, dont on sait qu'ils consomment moins de cannabis. Dans les deux pays, l'état de santé général autodéclaré des membres de l'échantillon de l'ICPS était inférieur à celui de la population nationale. Il s'agit d'une caractéristique typique de nombreux échantillons non probabilistes²⁵, qui pourrait être en partie due à l'utilisation de sondages en ligne, ceux-ci donnant aux participants une plus grande impression d'anonymat que les entrevues réalisées en personne ou au téléphone,

* Terminologie utilisée dans les questions du recensement et de la recherche originale aux États-Unis.

auxquelles on a souvent recours pour mener des sondages à l'échelle nationale²⁶.

Conclusion

Le fait de rendre obligatoires les étiquettes de mise en garde concernant la santé sur les produits du cannabis au Canada a entraîné une augmentation de la perception des mises en garde, en particulier chez les consommateurs se procurant leurs produits auprès de fournisseurs autorisés. De futures études auront à examiner l'effet possible sur les résultats en aval, notamment des changements sur le plan des connaissances en matière de santé, de la perception des risques et des normes sociales liées au cannabis.

Remerciements

Cette étude a reçu le soutien d'une subvention transitoire de projet (PJT-153342) des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC) et d'une subvention de projet des IRSC. Un soutien supplémentaire a été apporté par une chaire de recherche en santé publique appliquée de l'Agence de la santé publique du Canada et des IRSC (DH) et par une subvention des IRSC et du Centre canadien sur les dépendances et l'usage de substances (CCDUS) (SG). Les organismes de financement n'ont joué aucun rôle dans la conception de l'étude, dans la collecte, l'analyse et l'interprétation des données, dans la rédaction de l'article ou dans la décision de soumettre l'article pour publication. Nous tenons à remercier Christian Boudreau, Robin Burkhalter et Vicki Rynard pour leur aide dans la création des pondérations pour les sondages.

Conflits d'intérêts

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

Contributions des auteurs et avis

DH a conçu le projet, a cherché des financements pour l'étude et a contribué à la rédaction du manuscrit. SG a dirigé l'analyse et la rédaction du manuscrit. Le contenu de l'article et les points de vue qui y sont exprimés n'engagent que les auteurs; ils ne reflètent pas nécessairement ceux du gouvernement du Canada.

Références

1. Hammond D. Health warning messages on tobacco products: a review. *Tob Control*. 2011;20(5):327-337. <http://doi.org/10.1136/tc.2010.037630>
2. Madhavan P. Purposes and scope of warnings. Dans : Wogalter MS (dir.). *Handbook of warnings*. Mahwah (NJ): Lawrence Erlbaum Associates; 2006: 1-8.
3. Noar SM, Francis DB, Bridges C, Sontag JM, Brewer NT, Ribisl KM. Effects of strengthening cigarette pack warnings on attention and message processing: a systematic review. *Journalism Mass Commun Q*. 2017; 94(2):416-442. <https://doi.org/10.1177/1077699016674188>
4. Gouvernement du Canada. Règlement sur le cannabis (DORS/2018-144) [Internet]. Ottawa (ON) : Gouvernement du Canada; 2019 [modification le 16 avril 2021; consultation le 30 avril 2021]. En ligne à : <https://laws-lois.justice.gc.ca/fra/reglements/DORS-2018-144/TexteComplet.html>
5. Gouvernement du Canada. Mises en garde sur le cannabis [Internet]. Ottawa (ON) : Gouvernement du Canada; 2019 [consultation le 30 avril 2021]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/drogues-medicaments/cannabis/lois-reglementation/reglements-appuyant-loi-cannabis/mise-en-garde.html>
6. Leafly staff. A state-by-state guide to cannabis packaging and labeling laws [Internet]. Seattle (WA): Leafly; 2015 [modification le 1er novembre 2017; consultation le 30 avril 2021]. En ligne à : <https://www.leafly.ca/news/industry/a-state-by-state-guide-to-cannabis-packaging-and-labeling-laws>
7. Leos-Toro C, Fong GT, Meyer SB, Hammond D. Perceptions of effectiveness and believability of pictorial and text-only health warning labels for cannabis products among Canadian youth. *Int J Drug Policy*. 2019;73:24-31. <https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2019.07.001>
8. Leos-Toro C, Fong GT, Hammond D. The efficacy of health warnings and package branding on perceptions of cannabis products among youth and young adults. *Drug Alcohol Rev*. 2021; 4 févr. [publication électronique avant l'impression]. <https://doi.org/10.1111/dar.13240>
9. Goodman S, Leos-Toro C, Hammond D. The impact of plain packaging and health warnings on consumer appeal of cannabis products. *Drug Alcohol Depend*. 2019;205:107633. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2019.107633>
10. Winstock AR, Lynskey MT, Maier LJ, Ferris JA, Davies EL. Perceptions of cannabis health information labels among people who use cannabis in the U.S. and Canada. *Int J Drug Policy*. 2020;102789. <https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2020.102789>
11. International Agency for Research on Cancer. Section 5.5: Measures to assess the effectiveness of tobacco product labelling policies. In: *Methods for evaluating tobacco control policies [IARC handbooks of cancer prevention, volume 12]*. Geneva (CH): World Health Organization; 2008. En ligne à : https://www.iarc.who.int/wp-content/uploads/2018/07/Tobacco_vol12.pdf
12. Wogalter MS, Conzola VC, Smith-Jackson TL. Research-based guidelines for warning design and evaluation. *Appl Ergon*. 2002;33(3):219-230. [https://doi.org/10.1016/S0003-6870\(02\)00009-1](https://doi.org/10.1016/S0003-6870(02)00009-1)
13. Noar SM, Hall MG, Francis DB, Ribisl KM, Pepper JK, Brewer NT. Pictorial cigarette pack warnings: a meta-analysis of experimental studies. *Tob Control*. 2016;25(3):341-354. <https://doi.org/10.1136/tobaccocontrol-2014-051978>
14. Hammond D, Goodman S, Wadsworth E, Rynard V, Boudreau C, Hall W. Evaluating the impacts of cannabis legalization: the International Cannabis Policy Study. *Int J Drug Policy*. 2020; 77:102698. <https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2020.102698>
15. Goodman S, Hammond D. International Cannabis Policy Study: Technical Report-Wave 1 (2018) [Internet]. Waterloo (ON) : University of Waterloo; 2019 [consultation le 30 avril 2021]. En ligne à : <http://cannabisproject.ca/methods/>
16. Goodman S, Burkhalter R, Hammond D. International Cannabis Policy Study; Technical Report-Wave 2 (2019) [Internet]. Waterloo (ON) : University of Waterloo; 2020 [consultation le 30 avril 2021]. En ligne à : <http://cannabisproject.ca/methods>

17. Sikorski C, Leos-Toro C, Hammond D. Cannabis consumption, purchasing and sources among young Canadians: the Cannabis Purchase and Consumption Tool (CPCT). *Subst Use Misuse*. 2021; 56(4):449-457. <https://doi.org/10.1080/10826084.2021.1879142>
18. Goodman S, Leos-Toro C, Hammond D. Methods to assess cannabis consumption in population surveys: results of cognitive interviewing. *Qual Health Res*. 2019;29(10):1474-1482. Publication en ligne [Epub] : 2 janvier 2019. <https://doi.org/10.1177/1049732318820523>
19. Gouvernement du Canada. Enquête canadienne sur le cannabis de 2020 : sommaire [Internet]. Ottawa (ON) : Gouvernement du Canada; 2020 [consultation le 30 avril 2021]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/drogues-medicaments/cannabis/recherches-donnees/enquete-canadienne-cannabis-2020-sommaire.html>
20. US Department of Health and Human Services. Preventing tobacco use among youth and young adults: a report of the Surgeon General. Atlanta (GA): U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health; 2012. En ligne à : https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK99237/pdf/Bookshelf_NBK99237.pdf
21. National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine. The health effects of cannabis and cannabinoids: the current state of evidence and recommendations for research. Washington (DC): The National Academies Press; 2017. En ligne à : <https://www.nap.edu/catalog/24625/the-health-effects-of-cannabis-and-cannabinoids-the-current-state>
22. Association canadienne de santé publique. Sommaires des règlements provinciaux et territoriaux sur le cannabis [Internet]. Ottawa (ON) : Association canadienne de santé publique; 2018 [consultation le 30 avril 2021]. En ligne à : <https://www.cpha.ca/fr/sommaires-des-reglements-provinciaux-et-territoriaux-sur-le-cannabis>
23. Gouvernement du Canada. Légalisation et réglementation du cannabis [Internet]. Ottawa (ON) : Gouvernement du Canada; 2021 [consultation le 30 avril 2021]. En ligne à : <https://www.justice.gc.ca/fra/jp-cj/cannabis/>
24. Responsible Cannabis Use. Making legal cannabis more accessible directs consumers from illegal to legal retailers [Internet]. Toronto (ON): Responsible Cannabis Use [communiqué de presse]; 2020 [consultation le 30 avril 2021]; En ligne à : <https://www.newswire.ca/news-releases/making-legal-cannabis-more-accessible-directs-consumers-from-illegal-to-legal-retailers-849504184.html>
25. Fahimi M, Barlas F, Thomas R. A practical guide for surveys based on nonprobability samples. [Webinaire présenté le 13 février 2018.] Washington (DC): American Association for Public Opinion Research; 2018. En ligne à : <https://www.aapor.org/Education-Resources/Online-Education/Webinar-Details.aspx?webinar=WEB0218>
26. Hays RD, Liu H, Kapteyn A. Use of internet panels to conduct surveys. *Behav Res Methods*. 2015;47(3):685-690. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0617-9>

Recherche quantitative originale

Facteurs socioéconomiques et substances en cause dans les visites aux urgences liées à des intoxications en Colombie-Britannique (Canada)

Samantha Pauer, B. Sc. (1); Fahra Rajabali, M. Sc. (1); Alex Zheng, M. Sc. (1); Ian Pike, Ph. D. (1,2); Roy Pursell, M.D., FRCPC (3,4); Atousa Zargaran, B. Sc. (5); Shelina Babul, Ph. D. (1,2,5)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. La crise des opioïdes au Canada a coûté la vie à des milliers de personnes, mettant davantage en lumière que les blessures liées aux intoxications constituent un problème de santé publique important. Cependant, en Colombie-Britannique, où le taux de mortalité par surdose est le plus élevé au Canada, les études n'ont pas encore permis de déterminer quelles populations visitent le plus souvent les urgences pour une intoxication ni quelles substances sont le plus souvent en cause. L'objectif de cette étude était d'explorer ces lacunes après avoir élaboré une méthodologie pour calculer les taux de visite aux urgences en Colombie-Britannique.

Méthodologie. Grâce à une nouvelle méthodologie élaborée dans cette étude, nous avons calculé les taux de visite aux urgences liée à une intoxication sur la période 2012-2013 à 2016-2017 par sexe, groupe d'âge, substance ayant mené à l'intoxication et statut socio-économique. Les données relatives aux urgences proviennent du Système national d'information sur les soins ambulatoires et les données de population proviennent des profils de recensements de 2016 (ou 2011) de Statistique Canada.

Résultats. Au cours de la période étudiée, on estime qu'il y a eu 81 463 visites aux urgences en raison d'une intoxication (351,2 pour 100 000 habitants). Les nourrissons, les tout-petits, les jeunes et les personnes de 20 à 64 ans présentaient un risque élevé de visites aux urgences en raison d'une intoxication. Les taux les plus élevés touchaient les personnes vivant dans les quartiers les plus défavorisés sur le plan matériel (607,8 pour 100 000 habitants) ou social (484,2 pour 100 000 habitants). Au fil du temps, les intoxications causées par les narcotiques et les psychodysléptiques sont devenues de plus en plus fréquentes, l'alcool demeurant toujours un problème.

Conclusion. Nous avons élaboré et appliqué une méthodologie d'estimation des taux de visite aux urgences en Colombie-Britannique pour déterminer ceux liés à une intoxication au sein de divers groupes de population de la province. Maintenant que nous savons quelles populations sont les plus vulnérables aux intoxications en Colombie-Britannique, il faut déployer des efforts pour limiter les surdoses de drogues et les intoxications liées à une consommation excessive d'alcool afin de réduire les taux de ces blessures évitables.

Mots-clés : intoxication, urgences, classe sociale, surdose, intoxication alcoolique, jeunes

Points saillants

- Entre le 1^{er} avril 2012 et le 31 mars 2017, il y a eu environ 81 463 visites aux urgences en raison d'une intoxication en Colombie-Britannique (Canada).
- Les taux de visite aux urgences liée à une intoxication étaient plus élevés pour les 25 à 44 ans chez les hommes et pour les 15 à 19 ans chez les femmes, les taux les plus faibles ayant été enregistrés, chez les deux sexes, pour les 5 à 9 ans.
- Les données ventilées par groupe d'âge et substance indiquent que le taux le plus élevé de visites aux urgences en raison d'une intoxication correspondait à la consommation d'alcool chez les 15 à 19 ans.
- Les visites aux urgences liées à une intoxication étaient plus nombreuses chez les personnes vivant dans les quartiers les plus défavorisés sur le plan matériel et social.
- Si, dans l'ensemble, l'alcool est la substance qui a entraîné le plus souvent des visites aux urgences liées à une intoxication, les narcotiques et les psychodysléptiques ont, en 2016-2017, dépassé l'alcool comme substance associée au taux le plus élevé de visite aux urgences liée à une intoxication.

Rattachement des auteurs :

1. BC Injury Research and Prevention Unit, Hôpital pour enfants de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
 2. Département de pédiatrie, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
 3. Département de médecine d'urgence, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
 4. BC Drug and Poison Information Centre, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
 5. Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes, Hôpital pour enfants de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
- Correspondance :** Atousa Zargaran, F509-4480, 4480, rue Oak, Vancouver (C.-B.) V6H 3V4; tél. : 604-875-3044; courriel : atousa.zargaran@cw.bc.ca

Introduction

Au Canada, de nombreuses consultations aux urgences sont dues à des blessures évitables. En Ontario, en Alberta et au Yukon, il y a eu près de 2 millions de visites aux urgences liées à des blessures en 2017-2018, dont 43 678 étaient attribuables à des intoxications involontaires¹. En Colombie-Britannique, les intoxications involontaires et auto-infligées constituent toutes deux des sujets de préoccupation importants², mais elles sont souvent décrites par le biais de taux de mortalité ou d'hospitalisation plutôt qu'en fonction des visites aux urgences. Par exemple, la plus récente analyse en Colombie-Britannique en matière d'intoxication, toutes causes confondues, a porté sur les décès et les hospitalisations liés aux intoxications et a permis de constater des différences en fonction de la cause et de l'intention³.

On affirme souvent que beaucoup de patients parmi ceux qui se présentent aux urgences en raison d'une intoxication sont des consommateurs de drogues illicites d'âge moyen provenant de collectivités marginalisées, comme le Downtown Eastside de Vancouver⁴. Cette hypothèse est étayée par des éléments probants démontrant que le fait de résider dans des quartiers plus défavorisés de Colombie-Britannique augmente le risque de mortalité par surdose⁵. Plus spécifiquement, 90 % des décès par surdose dans la province en 2016 étaient liés à des opioïdes⁵. De la même manière, au Canada, les taux d'hospitalisation liée à une intoxication par opioïdes étaient les plus élevés chez les personnes sans emploi qui vivaient dans un ménage monoparental ou qui avaient les plus faibles revenus ou niveaux de scolarité⁶.

Alors que le statut socioéconomique a été pris en compte dans les cas de mortalité et d'hospitalisation liée à une intoxication, aucune étude n'a été menée sur la relation entre la défavorisation et les visites aux urgences liées à une intoxication, ce qui nous a conduits à inclure le statut socioéconomique dans notre étude. En raison de la crise des opioïdes actuelle⁷, une grande partie des travaux récents sur les intoxications menés en Colombie-Britannique ont porté sur les opioïdes. Cependant, comme les données d'autres administrations montrent que l'alcool demeure la substance le plus souvent en cause dans les visites aux urgences pour intoxication, devant les opioïdes⁸, nous avons choisi comme autre

variable d'intérêt la substance ayant mené à l'intoxication. Les lacunes dans les connaissances font ressortir la nécessité de calculer non seulement le nombre de visites aux urgences liées à une intoxication, mais aussi la façon dont le statut socioéconomique entre en jeu et quelles substances conduisent le plus souvent à ces visites.

Il est difficile de comparer la manière dont les différentes populations de Colombie-Britannique utilisent les urgences. Bien qu'il existe une base de données nationale, soit le Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA), on ne dispose actuellement d'aucune approche systématique en matière d'utilisation de ces données permettant de calculer les taux de visite aux urgences en Colombie-Britannique. Cela s'explique par le fait que de nombreux hôpitaux de Colombie-Britannique ne fournissent pas de données au SNISA, de sorte que les données sont sous-estimées et incomplètes. C'est dans ce contexte que nous avons décidé de mettre au point une méthode qui permette d'estimer les taux de visite aux urgences pour l'ensemble de la Colombie-Britannique, afin d'orienter les efforts de prévention des intoxications, en déterminant quelles sous-populations présentent un risque élevé de se rendre aux urgences en raison d'une intoxication, et en tenant compte des caractéristiques socioéconomiques des quartiers à haut risque et des substances qui entraînent généralement une visite aux urgences.

Méthodologie

Plan d'étude

Dans cette étude rétrospective, nous avons analysé les tendances en matière de visites aux urgences liées à une intoxication en Colombie-Britannique sur cinq ans, soit du 1^{er} avril 2012 au 31 mars 2017. Les visites aux urgences liées à une intoxication ont été définies comme des visites aux urgences concernant des patients ayant reçu un diagnostic principal d'intoxication, ce qui englobe les cas de surdose et d'ingestion accidentelle de substances. Certains patients souffrant d'une affection chronique due à la consommation de substances ou à un trouble de la toxicomanie ont fait une surdose. Nous avons inclus ces patients dans l'étude, mais une analyse plus approfondie les concernant dépassait le cadre de notre étude. Les taux de visite aux urgences liée à une

intoxication ont été calculés par année, sexe, groupe d'âge et substance ayant mené à l'intoxication, ainsi que par indice de défavorisation matérielle et sociale, selon l'aire de diffusion (AD) correspondant au lieu de résidence. Cette étude a été approuvée par le Comité d'éthique de la recherche sur les femmes et les enfants de l'Université de la Colombie-Britannique (n° H13-01321).

Sources des données

Les données relatives aux urgences proviennent du SNISA et portent sur la période allant du 1^{er} avril 2012 (moment auquel le SNISA a commencé à produire des rapports en Colombie-Britannique) au 31 mars 2017. Les données sur les hospitalisations en Colombie-Britannique ont été extraites de la Base de données sur les congés des patients du ministère de la Santé de la Colombie-Britannique et visent la même période. Pour chaque patient figurant au SNISA, on dispose de caractéristiques démographiques, administratives et cliniques. Les données du SNISA sont recueillies pendant que les patients sont traités par les urgences et cette information est soumise aux normes élevées du programme de qualité des données et de l'information de l'Institut de recherche en santé du Canada, reconnu à l'échelle internationale. Toutefois, cet ensemble de données est limité car tous les services des urgences de Colombie-Britannique ne fournissent pas de données au SNISA, ce qui entraîne une sous-représentation de certaines régions et de certains sous-groupes de population. Le diagnostic au moment du congé figurant dans le SNISA a été saisi à l'aide de la 10^e version de la Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes du Canada (CIM-10-CA)⁹. Nous avons consulté les données du SNISA par le biais du ministère de la Santé, en extrayant les codes d'intoxication T36 à T65 de la CIM-10-CA. Ces codes visent de nombreuses substances, que ce soit par exemple l'intoxication par des drogues, médicaments et substances biologiques (T36 à T50), l'effet toxique de l'alcool (T51), l'effet toxique des solvants organiques (T52), l'effet toxique des savons et des détergents (T55) ou l'effet toxique des pesticides (T60).

Nous avons attribué à chaque patient un quintile lié à l'indice de défavorisation matérielle et sociale en fonction de l'AD correspondant à son lieu de résidence. Ce

quintile a été tiré du profil du recensement de 2016 mené par Statistique Canada (ou du profil de 2011 si les informations de 2016 étaient manquantes), qui est également la source utilisée pour la collecte de données sur la population de la Colombie-Britannique.

Interprétation de la défavorisation

Au Canada, les AD sont des zones géographiques regroupant environ 400 à 700 personnes¹⁰. On attribue à chaque AD un quintile lié à l'indice de défavorisation mis au point et validé par l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ)¹¹. Cet indice regroupe des paramètres de mesure de la défavorisation matérielle et sociale des personnes vivant dans chaque AD. Nous avons choisi un système mixte plutôt que des mesures individuelles du statut socioéconomique, conformément à la méthode privilégiée dans la littérature¹². La défavorisation matérielle renvoie à la possession de biens et de produits de consommation courante alors que la défavorisation sociale renvoie aux liens sociaux¹³. L'indice est fondé sur six mesures, ciblant les personnes de 15 ans ou plus, en lien avec la santé et la défavorisation matérielle ou sociale. Les paramètres décrivant la défavorisation matérielle sont 1) la proportion de personnes sans diplôme d'études secondaires, 2) le taux d'emploi par rapport à la population et 3) le revenu moyen. Les paramètres décrivant la défavorisation sociale sont 4) la proportion de personnes vivant seules, 5) la proportion de personnes séparées, divorcées ou veuves et 6) la proportion de ménages monoparentaux¹³.

Les quintiles d'indice de défavorisation matérielle et sociale varient entre 1 et 5, correspondant chacun à environ 20 % de la population de la Colombie-Britannique. Le premier quintile correspond aux quartiers les moins défavorisés et le cinquième quintile aux quartiers les plus défavorisés.

Calcul du taux de visite aux urgences liée à une intoxication

De nombreux hôpitaux de la Colombie-Britannique ne fournissant pas de données au SNISA, nous avons utilisé, pour calculer le taux de visite aux urgences liée à une intoxication, le nombre d'intoxications signalées dans les urgences des hôpitaux qui participent au SNISA et nous avons effectué une estimation de ce

nombre pour les hôpitaux qui n'y participaient pas. Pour réaliser ces estimations, nous nous sommes fondés sur le principe de la pyramide des blessures¹⁴, en utilisant la Base de données sur les congés des patients pour en extraire les données sur le nombre d'hospitalisations dans tous les hôpitaux de Colombie-Britannique.

Tout d'abord, nous avons calculé le rapport entre les visites aux urgences liées à une intoxication et les hospitalisations liées à une intoxication pour les hôpitaux participant au SNISA (figure 1, équation 1). Pour calculer les taux pour l'ensemble de la Colombie-Britannique par année, sexe, groupe d'âge et quintile de défavorisation, nous avons utilisé un ratio englobant tous les cas d'intoxication. Des ratios spécifiques ont été calculés pour chaque substance ayant mené à une intoxication, car il existe des variations considérables d'une substance à l'autre (ratio variant entre 0,43 dans le cas des antiépileptiques et sédatifs hypnotiques, antiparkinsoniens et psychotropes et 38,22 dans le cas de l'alcool).

Ensuite, nous avons estimé le nombre de visites aux urgences dans les hôpitaux qui ne participaient pas au SNISA en nous fondant sur les ratios déterminés à l'étape précédente (figure 1, équation 2). Enfin, nous avons calculé les taux de visite aux urgences liée à une intoxication pour 100 000 habitants (figure 1, équation 3). À l'heure actuelle, environ 30 % des urgences des hôpitaux de la Colombie-Britannique fournissent des données au SNISA. En utilisant ce sous-ensemble d'hôpitaux (pour lesquels nous connaissons le nombre réel

de visites aux urgences), nous avons mesuré la robustesse et la précision de nos estimations en utilisant des simulations dans lesquelles seulement 30 % des hôpitaux de ce sous-ensemble faisaient des déclarations au SNISA. Les hôpitaux ont été choisis au hasard pour chaque simulation. Dix mille simulations ont été effectuées, et 95 % des simulations ont conduit à des estimations allant jusqu'à 40 % du nombre réel de visites aux urgences.

Analyse des données

Nous avons calculé les taux annuels et totaux de visite aux urgences liée à une intoxication pour 100 000 habitants avec des intervalles de confiance de Wald à 95 %. Les personnes ne résidant pas en Colombie-Britannique ont été exclues des analyses, de même que les patients dont les données sur l'âge ou le sexe étaient absentes. Dans les cas où les AD ne figuraient pas dans les données du recensement de 2016, nous avons utilisé les données du profil de recensement de 2011. Pour les analyses utilisant la défavorisation, nous avons exclu les patients dont les données étaient absentes à la fois pour 2016 et pour 2011 dans les profils de recensement.

Résultats

Incidence globale des cas d'intoxication

Entre le 1^{er} avril 2012 et le 31 mars 2017, on estime à 81 463 le nombre de visites aux urgences en Colombie-Britannique en raison d'une intoxication (351,2 pour

FIGURE 1
Formules de calcul des taux de visite aux urgences liée à une intoxication

$$\begin{aligned} (1) \text{ Rapport} &= \frac{U_{\text{SNISA}}}{\text{Hospitalisations}_{\text{SNISA}}} \\ (2) U_{\text{non SNISA}} &= \text{Rapport} \times \text{Hospitalisations}_{\text{non SNISA}} \\ (3) \text{ Taux} &= \frac{U_{\text{SNISA}} + U_{\text{non SNISA}}}{\text{Population}} \times 100\,000 \end{aligned}$$

Abréviations : Hospitalisations_{SNISA}, nombre d'hospitalisations liées à une intoxication dans les hôpitaux participant au SNISA; Hospitalisations_{non SNISA}, nombre d'hospitalisations liées à une intoxication dans les hôpitaux ne participant pas au SNISA; SNISA, Système national d'information sur les soins ambulatoires; U, urgences; U_{SNISA}, nombre de visites aux urgences liées à une intoxication dans les hôpitaux participant au SNISA.

Remarque : Cette figure montre les équations utilisées pour calculer 1) le rapport entre les visites aux urgences liées à une intoxication et les hospitalisations liées à une intoxication dans les hôpitaux participant au SNISA; 2) le nombre estimé de visites aux urgences liées à une intoxication dans les hôpitaux ne participant pas au SNISA (U_{non SNISA}) et 3) le taux pour 100 000 habitants de visite aux urgences liée à une intoxication dans tous les services d'urgences de Colombie-Britannique.

100 000 habitants) (tableau 1). De ces visites, 61 647 ont eu lieu dans des hôpitaux participant au SNISA et 19 816 dans des hôpitaux ne participant pas au SNISA. Pour les visites aux urgences des hôpitaux participant au SNISA, 2 patients ont été exclus en raison de renseignements manquants sur le groupe d'âge et 25 de résultats manquants sur le sexe, de sorte que la taille finale de l'échantillon était de 81 436 patients.

Analyses par année, sexe et groupe d'âge

Sur l'ensemble de la période, le taux global de visite aux urgences liée à une intoxication était de 406,6 pour 100 000 habitants chez les hommes et de 296,5 chez les femmes. Les taux de visite aux urgences liée à une intoxication étaient plus élevés chez les 25 à 44 ans pour les hommes et chez les 15 à 19 ans pour les femmes. Les taux les plus faibles ont été enregistrés, pour les deux sexes, chez les 5 à 9 ans (tableau 2).

Les taux par année ont augmenté de 1,9 fois entre 2012-2013 et 2015-2016, pour se stabiliser en 2016-2017 (tableau 2). Ils ont considérablement augmenté entre 2012-2013 et 2016-2017 : 1,9 fois plus élevés chez les hommes et 1,5 fois plus élevés chez les femmes (tableau 2).

Les taux par année étaient plus élevés chez les hommes que chez les femmes dans tous les groupes d'âge, sauf chez les 10 à 14 ans et les 15 à 19 ans. Ils ont augmenté pour chaque groupe d'âge entre 2012-2013 et 2015-2016, puis ont diminué légèrement en 2016-2017. Les augmentations les plus importantes ont été constatées chez les nourrissons, les tout-petits et les jeunes enfants (de 0 à 9 ans), chez les jeunes (de 15 à 19 ans), ainsi que chez les personnes de 20 à 64 ans (tableau 3).

Analyses par indice de défavorisation

En raison de l'absence de données sur les AD pour certains patients, 0,28 % (174/61 647) des intoxications ont été exclues lors du calcul des taux de visite aux urgences liée à une intoxication en fonction de l'indice de défavorisation. Chez les patients restants, la reconfiguration des AD a conduit à l'absence de certains renseignements en ce qui concerne les quintiles, entraînant l'exclusion de 7,93 % (4873/61 473) des visites aux urgences liées à une intoxication, dans 7,86 % (599/7617) des AD. Sur les cas

avec indice de défavorisation finalement inclus, 94,74 % (53 625/56 600) ont été calculés à l'aide des données du profil de recensement de 2016, les 5,26 % restants (2975/56 600) avec celles du profil de recensement de 2011.

En ce qui concerne la défavorisation matérielle, nous n'avons pas relevé de différence importante entre les taux du premier quintile et ceux du deuxième. En revanche, des augmentations importantes ont été observées entre chacun des quintiles suivants, la plus importante se situant entre les quatrième et cinquième quintiles, avec une augmentation considérable équivalant à un facteur 1,6 (383,4 [IC à 95 % : 370,6 à 396,2] à 607,8 [589,2 à 626,4] pour 100 000 habitants, figure 2A).

En ce qui concerne la défavorisation sociale, les taux étaient considérablement plus élevés chez les personnes vivant dans les quartiers où les liens sociaux étaient les plus faibles (484,2 [470,0 à 498,4] pour 100 000 habitants), suivis par celles vivant dans les quartiers où les liens sociaux étaient les plus forts (323,1 [311,3 à 334,8] pour 100 000 habitants). On a observé des réductions importantes de taux entre le premier et deuxième quintiles et le troisième, ce qui a conduit à une légère relation parabolique entre les visites aux urgences liées à une intoxication et l'augmentation de la défavorisation sociale (figure 2B).

Lorsqu'on considère les patients en fonction simultanément de la défavorisation matérielle et de la défavorisation sociale, ceux appartenant au cinquième quintile de défavorisation matérielle et de défavorisation sociale (c'est-à-dire les plus défavorisés) présentent le taux le plus élevé (1 102,0 [1 034,1 à 1 169,8] pour 100 000 habitants). Le taux le plus bas a été enregistré chez les patients appartenant au premier quintile de défavorisation matérielle et au deuxième quintile de défavorisation sociale (161,4 [141,3 à 181,5] pour 100 000 habitants, figure 2C).

Analyses par substance ayant mené à l'intoxication

Tout au long de la période, les cinq substances ayant le plus souvent mené à une visite aux urgences en raison d'une intoxication ont été 1) l'alcool, 2) les drogues, médicaments et substances biologiques non précisés (par exemple les anorexigènes), 3) les narcotiques et psychodysléptiques

(par exemple les opioïdes), 4) les analgésiques, antipyrétiques et antirhumatismaux non opioïdes (par exemple l'acétaminophène) et enfin 5) les médicaments anti-épileptiques et les sédatifs hypnotiques, antiparkinsoniens et psychotropes (par exemple les dépresseurs du système nerveux central) (tableau 4). Par rapport aux femmes, les hommes ont affiché des taux plus élevés pour toutes ces substances, à l'exception de la catégorie des analgésiques, antipyrétiques et antirhumatismaux non opioïdes (tableau 4).

Les substances ayant le plus souvent mené à une intoxication différaient en fonction du groupe d'âge. Les taux les plus élevés chez les 0 à 14 ans et chez les plus de 75 ans étaient ceux liés aux drogues, médicaments et substances biologiques non précisés et les taux les plus élevés chez les 15 à 74 ans étaient ceux liés à l'alcool (tableau 4).

Au cours de la période visée par l'étude, les taux ont suivi des tendances différentes en ce qui concerne les cinq substances ayant le plus souvent mené à des intoxications (figure 3A). L'alcool a entraîné le taux le plus élevé entre 2012-2013 et 2015-2016, atteignant un pic en 2014-2015, à 159,5 pour 100 000 habitants (figure 3A). En 2014-2015, le taux de visite aux urgences en raison d'une intoxication liée à l'alcool était plus de 3,7 fois supérieur à celui des narcotiques et psychodysléptiques (42,7 pour 100 000 habitants). Toutefois, en 2016-2017, les narcotiques et psychodysléptiques sont devenus la substance la plus courante à l'origine des visites aux urgences liées à une intoxication (figure 3A). Tout au long de la période visée par l'étude, la plus forte augmentation a été observée dans les cas d'intoxication par un narcotique ou un psychodysléptique : les taux ont augmenté de 3,5 fois, passant de 30,4 pour 100 000 habitants en 2012-2013 à 105,6 pour 100 000 habitants en 2016-2017 (figure 3A).

Plus la défavorisation matérielle augmente, plus les taux élevés de visite aux urgences liée à une intoxication sont attribuables dans une large mesure à une intoxication due à l'alcool (figure 3B). De tous les quintiles de défavorisation matérielle ou sociale, le cinquième quintile de défavorisation matérielle (quartier le plus défavorisé) était associé au taux le plus élevé de visite aux urgences en raison d'une intoxication due à l'alcool (222,4 pour

TABLEAU 1

Estimation du nombre (n) et du pourcentage (%) de visites aux urgences liées à une intoxication, sur l'ensemble de la période et par année financière, selon le groupe d'âge, le sexe, les cinq substances ayant le plus souvent mené à une intoxication et le quintile de défavorisation matérielle et sociale, Colombie-Britannique, 2012-2013 à 2016-2017

	Total		2012-2013		2013-2014		2014-2015		2015-2016		2016-2017	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
Total	81 436	100,00	10 557	12,96	13 667	16,78	18 132	22,27	20 318	24,95	18 762	23,04
Groupe d'âge (années)												
0 à 4	2 197	2,70	259	2,45	321	2,35	485	2,67	604	2,97	528	2,82
5 à 9	654	0,80	48	0,45	62	0,45	159	0,88	206	1,01	180	0,96
10 à 14	1 954	2,40	264	2,50	312	2,28	411	2,27	509	2,50	458	2,44
15 à 19	7 948	9,76	1 074	10,17	1 401	10,25	1 894	10,45	1 846	9,08	1 734	9,24
20 à 24	8 332	10,23	1 085	10,28	1 423	10,41	1 782	9,83	2 102	10,35	1 940	10,34
25 à 44	29 746	36,53	3 712	35,16	4 699	34,38	6 344	34,99	7 697	37,88	7 294	38,88
45 à 64	23 540	28,91	3 149	29,82	4 178	30,57	5 357	29,54	5 652	27,82	5 204	27,74
65 à 74	4 132	5,07	521	4,93	721	5,28	1 015	5,60	999	4,92	877	4,67
75 et plus	2 933	3,60	446	4,23	550	4,02	686	3,78	704	3,47	547	2,92
Sexe												
Femme	34 949	42,92	5 030	47,64	6 056	44,31	7 755	42,77	8 413	41,41	7 695	41,02
Homme	46 487	57,08	5 528	52,36	7 611	55,69	10 377	57,23	11 905	58,59	11 066	58,98
Substance ayant mené à l'intoxication												
Alcool	28 017	43,44	3 982	49,40	5 594	49,98	7 409	51,82	6 870	43,07	4 162	27,77
Drogues, médicaments et substances biologiques non précisés	15 902	24,66	1 743	21,62	2 539	22,68	2 910	20,35	4 569	28,65	4 140	27,63
Narcotiques et psychodysléptiques	12 975	20,12	1 383	17,15	1 689	15,09	1 983	13,87	2 897	18,16	5 024	33,52
Analgésiques, antipyrétiques et antirhumatismaux non opioïdes	4 073	6,32	406	5,04	739	6,60	1 300	9,09	813	5,10	816	5,44
Médicaments antiépileptiques, sédatifs hypnotiques, antiparkinsoniens et psychotropes	3 524	5,46	547	6,78	631	5,64	697	4,87	803	5,03	846	5,65
Quintile de défavorisation matérielle												
1	10 629	14,03										
2	12 088	15,95										
3	15 603	20,59		s.o.		s.o.		s.o.		s.o.		s.o.
4	17 097	22,56										
5	20 362	26,87										
Quintile de défavorisation sociale												
1	14 542	19,19										
2	13 230	17,46										
3	11 930	15,74		s.o.		s.o.		s.o.		s.o.		s.o.
4	13 902	18,35										
5	22 174	29,26										

Sources des données : Les données des services des urgences proviennent du Système national d'information sur les soins ambulatoires et les données de population de Statistique Canada.

Remarque : La ventilation annuelle en fonction des quintiles de défavorisation matérielle et sociale des visites aux urgences liées à une intoxication ne faisait pas partie des objectifs de cette étude.

TABEAU 2
Taux de visite aux urgences liée à une intoxication pour 100 000 habitants,
par sexe et selon l'année et le groupe d'âge, Colombie-Britannique, 2012-2013 à 2016-2017

	Taux global (IC à 95 %)	Taux chez les hommes (IC à 95 %)	Taux chez les femmes (IC à 95 %)
Année			
2012-2013	232,2 (227,8 à 236,6)	244,7 (238,2 à 251,1)	219,9 (213,8 à 226,0)
2013-2014	300,4 (295,3 à 305,4)	339,7 (332,1 à 347,3)	262,2 (255,6 à 268,8)
2014-2015	390,2 (384,6 à 395,9)	449,7 (441,0 à 458,3)	331,6 (324,2 à 339,0)
2015-2016	432,8 (426,8 à 438,7)	511,0 (501,8 à 520,1)	355,8 (348,2 à 363,3)
2016-2017	394,3 (388,7 à 400,0)	468,7 (460,0 à 477,4)	321,1 (313,9 à 328,3)
Groupe d'âge (années)			
0 à 4	196,9 (188,7 à 205,2)	207,0 (195,3 à 218,8)	186,2 (174,7 à 197,7)
5 à 9	57,4 (53,0 à 61,8)	63,9 (57,4 à 70,3)	50,5 (44,6 à 56,4)
10 à 14	169,9 (161,1 à 176,1)	80,1 (73,0 à 87,3)	262,7 (249,3 à 276,1)
15 à 19	569,2 (556,8 à 581,7)	403,7 (389,1 à 418,3)	748,4 (727,8 à 769,0)
20 à 24	538,4 (526,9 à 549,9)	556,9 (540,3 à 573,3)	519,6 (503,5 à 535,7)
25 à 44	475,2 (469,9 à 480,6)	601,8 (593,1 à 610,4)	350,8 (344,3 à 357,3)
45 à 64	353,7 (349,2 à 358,2)	452,9 (445,6 à 460,1)	256,8 (251,4 à 262,2)
65 à 74	187,2 (181,5 à 192,9)	212,4 (203,7 à 221,1)	162,9 (155,4 à 170,3)
75 et plus	170,8 (164,7 à 177,0)	205,6 (195,3 à 215,8)	143,9 (136,3 à 151,4)

Sources des données : Les données des urgences proviennent du Système national d'information sur les soins ambulatoires et les données de population de Statistique Canada.

Abréviation : IC, intervalle de confiance.

100 000 habitants), tandis que le cinquième quintile de défavorisation sociale était associé au taux le plus élevé de visites dues aux drogues, médicaments et substances biologiques non précisés (97,6 pour 100 000 habitants), de même qu'aux narcotiques et psychodysléptiques (93,5 pour 100 000 habitants, figure 3C). Au sein des quintiles de défavorisation sociale, le taux le plus élevé était associé à l'intoxication due à l'alcool des personnes vivant

dans les quartiers ayant les liens sociaux les plus faibles (146,0 pour 100 000 habitants).

Analyse

Cette étude a permis de déterminer les caractéristiques sociodémographiques et les substances menant à une intoxication associées à une augmentation des visites aux urgences liées à une intoxication en Colombie-Britannique pour la période

2012-2013 à 2016-2017. Les taux de visite aux urgences liée à une intoxication chez les hommes et ceux chez les femmes se différencient tout au long de la période, les hommes présentant des taux considérablement plus élevés au fil du temps, ce qui concorde avec la littérature scientifique sur le sujet¹⁵.

Les taux de visite aux urgences liée à une intoxication ont augmenté de manière considérable pour les deux sexes entre 2012-2013 et 2015-2016, en particulier chez les nourrissons, les tout-petits et les jeunes enfants (0 à 9 ans), chez les jeunes (15 à 19 ans), ainsi que chez les personnes de 20 à 64 ans. On a observé une augmentation marquée des appels à un centre anti-poison aux États-Unis concernant les enfants de 0 à 5 ans entre 2000 et 2010, en grande partie en raison du nombre croissant d'ingestions de médicaments sur ordonnance et en vente libre¹⁶, ce qui pourrait contribuer à expliquer les résultats de notre étude. Le nombre croissant de surdoses d'opioïdes a également contribué à l'augmentation des visites aux urgences dans d'autres administrations¹⁷, ce qui pourrait expliquer l'augmentation des taux chez les 15 à 64 ans.

Les cas d'intoxication aux narcotiques, famille à laquelle appartiennent les opioïdes, sont ceux dont la fréquence a le plus augmenté au cours de la période visée par l'étude, en particulier en 2015-2016 et 2016-2017, ce qui concorde avec l'émergence de la crise des opioïdes en Colombie-Britannique. En 2016-2017, les narcotiques et les psychodysléptiques ont

TABEAU 3
Taux de visite aux urgences liée à une intoxication pour 100 000 habitants, par année
et selon le groupe d'âge, Colombie-Britannique, 2012-2013 à 2016-2017

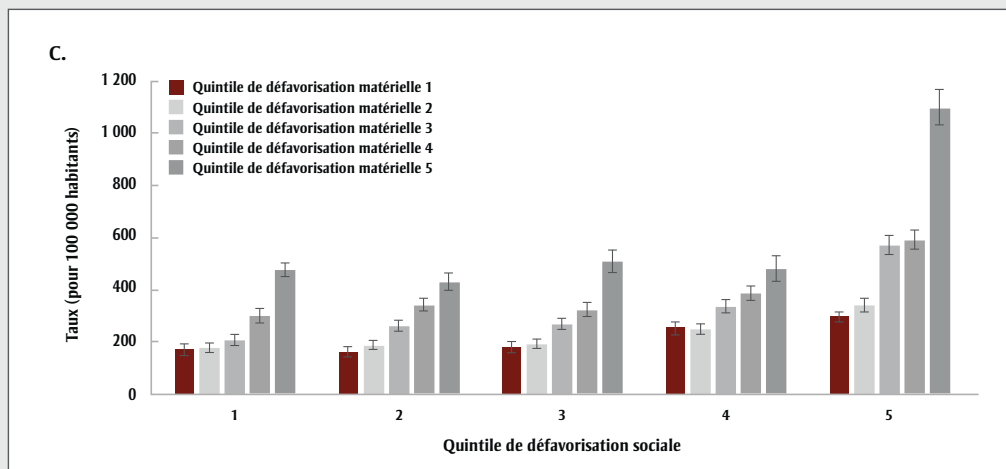
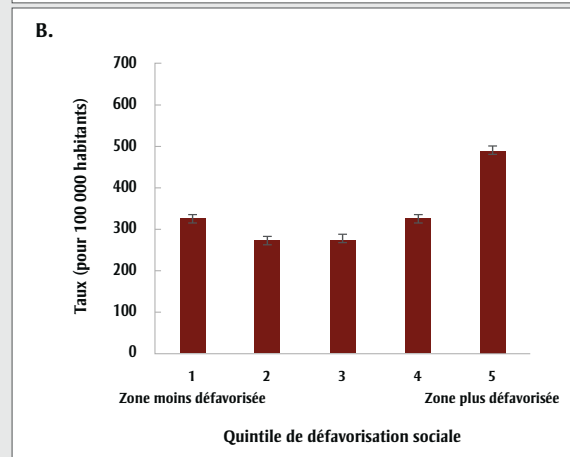
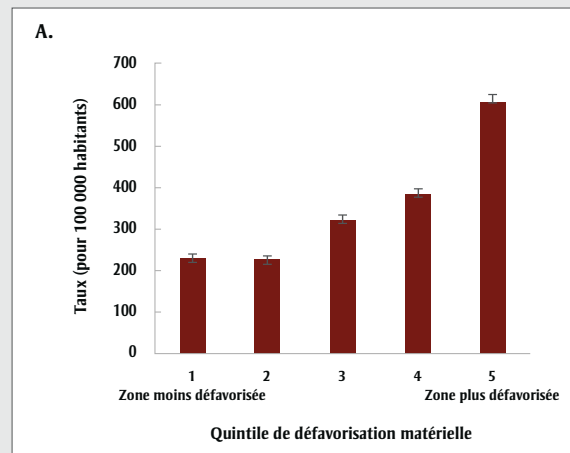
	Taux pour 2012-2013 (IC à 95 %)	Taux pour 2013-2014 (IC à 95 %)	Taux pour 2014-2015 (IC à 95 %)	Taux pour 2015-2016 (IC à 95 %)	Taux pour 2016-2017 (IC à 95 %)
Groupe d'âge (années)					
0 à 4	116,2 (102,0 à 130,4)	144,7 (128,9 à 160,5)	218,6 (199,2 à 238,1)	270,7 (249,1 à 292,3)	233,5 (213,6 à 253,4)
5 à 9	21,6 (15,5 à 27,7)	27,5 (20,7 à 34,4)	69,7 (58,9 à 80,6)	89,2 (77,0 à 101,3)	76,8 (65,6 à 88,0)
10 à 14	119,0 (105,1 à 133,0)	134,8 (119,8 à 149,7)	178,4 (161,2 à 195,7)	221,1 (201,9 à 240,3)	197,2 (179,1 à 215,2)
15 à 19	377,4 (354,9 à 400,0)	496,4 (470,4 à 522,3)	676,4 (646,1 à 706,8)	666,5 (636,2 à 696,8)	635,9 (606,1 à 665,7)
20 à 24	352,7 (331,7 à 373,6)	523,0 (495,9 à 550,1)	558,7 (532,9 à 584,6)	653,2 (625,4 à 681,0)	593,1 (566,8 à 619,4)
25 à 44	299,3 (289,7 à 308,9)	377,7 (367,0 à 388,5)	506,7 (494,2 à 519,1)	613,1 (599,4 à 626,7)	575,6 (562,4 à 588,8)
45 à 64	239,3 (230,9 à 247,6)	316,1 (306,5 à 325,7)	402,6 (391,8 à 413,3)	422,3 (411,3 à 433,2)	386,0 (375,5 à 396,4)
65 à 74	131,6 (120,3 à 142,9)	171,8 (159,2 à 184,3)	229,4 (215,3 à 243,5)	215,0 (201,6 à 228,3)	181,0 (169,0 à 192,9)
75 et plus	138,2 (125,4 à 151,0)	165,3 (151,5 à 179,2)	200,2 (185,2 à 215,2)	199,3 (184,6 à 214,0)	149,7 (137,2 à 162,2)

Sources des données : Les données des urgences proviennent du Système national d'information sur les soins ambulatoires et les données de population de Statistique Canada.

Abréviation : IC, intervalle de confiance.

FIGURE 2

Taux de visite aux urgences liée à une intoxication pour 100 000 habitants, par quintile de défavorisation matérielle (A), par quintile de défavorisation sociale (B) et par quintile de défavorisation matérielle en fonction du quintile de défavorisation sociale (C), Colombie-Britannique, 2012-2013 à 2016-2017



Sources des données : Les données des services des urgences proviennent du Système national d'information sur les soins ambulatoires, et les données de population de Statistique Canada.

Remarque : Les barres d'erreur correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

TABEAU 4
Taux de visite aux urgences liée à une intoxication pour 100 000 habitants en fonction des cinq substances ayant le plus souvent mené à une intoxication et selon le sexe et le groupe d'âge, Colombie-Britannique, 2012-2013 à 2016-2017

	Taux lié à l'alcool (IC à 95 %)	Taux lié aux drogues, médicaments et substances biologiques non précisés (IC à 95 %)	Taux lié aux narcotiques et psychodysléptiques (IC à 95 %)	Taux lié aux analgésiques, antipyrétiques et antirhumatismaux non opioïdes (IC à 95 %)	Taux lié aux médicaments antiépileptiques, sédatifs hypnotiques, antiparkinsoniens et psychotropes (IC à 95 %)
Total	120,8 (119,4 à 122,2)	68,5 (67,4 à 69,6)	55,9 (54,9 à 56,8)	17,6 (17,0 à 18,1)	15,1 (14,6 à 15,6)
Sexe					
Homme	164,7 (162,3 à 167,0)	69,4 (67,9 à 70,9)	72,7 (71,2 à 74,3)	12,7 (12,0 à 13,3)	17,0 (16,3 à 17,8)
Femme	77,6 (76,0 à 79,2)	67,6 (66,1 à 69,1)	39,3 (38,2 à 40,5)	22,4 (21,5 à 23,2)	13,3 (12,6 à 13,9)
Groupe d'âge (années)					
0 à 4	1,4 (0,7 à 2,1)	69,5 (64,7 à 74,4)	6,2 (4,7 à 7,6)	36,1 (32,5 à 39,6)	2,2 (1,3 à 3,1)
5 à 9	—	9,6 (7,8 à 11,4)	—	2,0 (1,2 à 2,8)	0,5 (0,1 à 0,9)
10 à 14	40,7 (37,0 à 44,3)	43,1 (39,3 à 46,8)	2,7 (1,8 à 3,7)	19,7 (17,1 à 22,2)	4,2 (3,0 à 5,4)
15 à 19	168,2 (161,4 à 175,0)	133,7 (127,6 à 139,8)	40,4 (37,0 à 43,7)	54,7 (50,8 à 58,6)	20,5 (18,1 à 22,9)
20 à 24	156,9 (150,6 à 163,1)	123,8 (118,3 à 129,3)	104,0 (99,0 à 109,1)	32,3 (29,4 à 35,1)	29,8 (27,0 à 32,5)
25 à 44	155,5 (152,4 à 158,6)	89,6 (87,2 à 91,9)	99,3 (96,9 à 101,8)	17,3 (16,3 à 18,3)	25,8 (24,5 à 27,0)
45 à 64	162,5 (159,4 à 165,5)	52,8 (51,0 à 54,5)	53,5 (51,8 à 55,3)	11,6 (10,8 à 12,4)	12,9 (12,0 à 13,7)
65 à 74	71,8 (68,2 à 75,3)	33,4 (31,0 à 35,8)	27,3 (25,2 à 29,5)	7,7 (6,6 à 8,9)	5,4 (4,4 à 6,4)
75 et plus	36,3 (33,4 à 39,1)	50,5 (47,2 à 53,9)	17,6 (15,6 à 19,6)	7,8 (6,5 à 9,1)	5,8 (4,7 à 6,9)

Sources des données : Les données des services des urgences proviennent du Système national d'information sur les soins ambulatoires et les données de population de Statistique Canada.

Abréviation : IC, intervalle de confiance.

Remarque : « — » indique qu'il y avait moins de 5 cas.

pour la première fois dépassé l'alcool comme principale cause de visite aux urgences en lien avec une intoxication. La diminution des visites aux urgences liées à une intoxication par l'alcool qui a été observée pendant cette période pourrait être due au fait que l'on a à cette époque revu les politiques en matière d'alcool en Colombie-Britannique, ce qui a progressivement mené à une réforme des lois sur l'alcool de la province entre 2014 et 2017¹⁸. Néanmoins, l'alcool demeure très souvent en cause dans les intoxications ayant entraîné une visite aux urgences en Colombie-Britannique, où les taux d'hospitalisation liée à l'alcool sont plus élevés que dans toutes les autres provinces canadiennes¹⁹. Il semble donc que l'on accorde une attention insuffisante à assurer une consommation sécuritaire d'alcool dans la province. Par ailleurs, les politiques de réglementation de l'alcool à l'échelle fédérale ne ciblent pas les populations les plus vulnérables²⁰.

L'alcool est demeuré la substance la plus fréquemment en cause dans les visites aux urgences liées à une intoxication au cours de l'ensemble de la période, en particulier chez les jeunes. Cette situation est très préoccupante, car les jeunes de 15 à

19 ans ont affiché les taux les plus élevés de visite aux urgences liée à l'alcool parmi tous les groupes d'âge. Les jeunes de 15 à 19 ans ont présenté également le taux le plus élevé de visite aux urgences liée à une intoxication, toutes substances confondues, ce qui indique que l'on doit prioriser en matière de santé publique la prévention des intoxications chez les jeunes.

Les adolescents sont sensibles à la pression de leurs pairs lorsqu'ils choisissent de consommer de l'alcool et des drogues illicites avant l'âge légal^{21,22}, ce qui fait craindre que plus les adolescents vont s'adonner à ce type de consommation, plus le nombre de patients victimes d'intoxication va continuer à augmenter. Cette augmentation du nombre d'intoxications chez les jeunes de 15 à 19 ans est inquiétante non seulement en raison des dommages causés à ces jeunes, mais aussi parce qu'ils nécessitent davantage de ressources en matière de soins de santé que celles attribuées à leurs pairs ayant d'autres problèmes de santé²³.

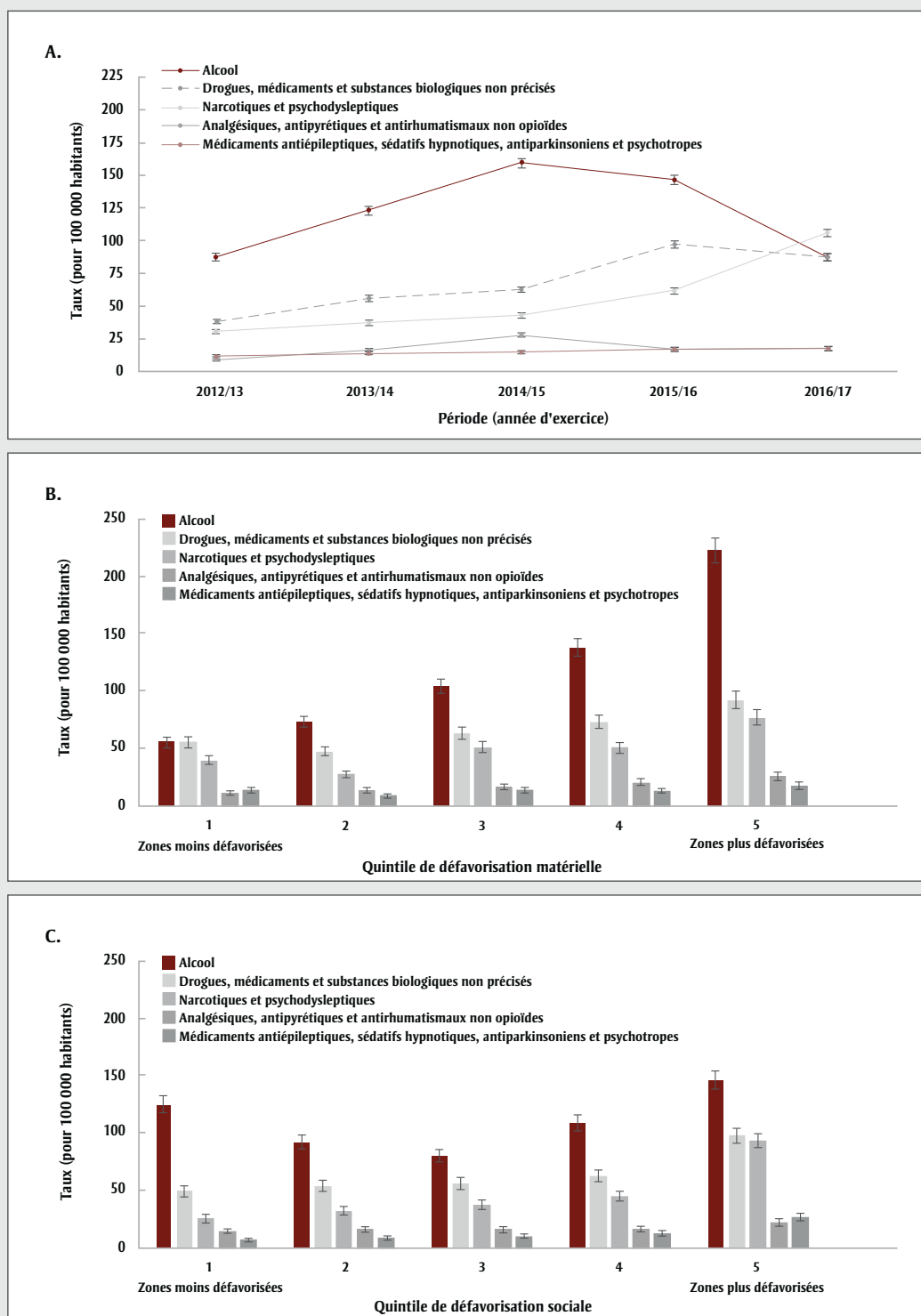
Une grande partie de ce fardeau touche les jeunes qui vivent dans des familles à statut socioéconomique plus faible, les

données probantes indiquant que ces personnes sont plus à risque de consommer de l'alcool et d'autres drogues²⁴. Notons que le coût des soins hospitaliers par habitant au Manitoba était de 73 % plus élevé pour les personnes vivant dans les quartiers au statut socioéconomique le plus faible que pour les personnes vivant dans les quartiers au statut socioéconomique le plus élevé²⁵.

Ces résultats contribuent à expliquer pourquoi le taux de visite aux urgences liée à une intoxication augmente généralement en fonction de la défavorisation matérielle. La relation entre le taux de visite aux urgences liée à une intoxication et la défavorisation sociale est quant à elle moins claire. De manière contre-intuitive, les taux se sont révélés considérablement plus élevés chez les personnes appartenant au quintile des liens sociaux les plus forts (le premier) que chez celles appartenant aux deuxième et troisième quintiles. Bien que ce résultat soit inattendu, des travaux antérieurs ont établi une association positive importante entre le capital social et la consommation excessive d'alcool chez les élèves du secondaire²⁶. Cette observation concorde avec nos constatations selon

FIGURE 3

Taux de visite aux urgences liée à une intoxication pour 100 000 habitants, selon la substance ayant mené à l'intoxication et l'année (A), selon la substance ayant mené à l'intoxication et le quintile de défavorisation matérielle (B) et selon la substance ayant mené à l'intoxication et le quintile de défavorisation sociale (C), Colombie-Britannique, 2012-2013 à 2016-2017



Sources des données : Les données des services des urgences proviennent du Système national d'information sur les soins ambulatoires, et les données de population de Statistique Canada.

Remarque : Les barres d'erreur correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

lesquelles les taux élevés de visite aux urgences liée à une intoxication étaient associés à une consommation d'alcool chez les jeunes et chez les personnes de tous les groupes d'âge vivant dans les quartiers aux liens sociaux les plus forts. Ces données peuvent aider à cibler les populations qui tireraient bénéfice d'initiatives de prévention des intoxications, en particulier celles liées à l'alcool. Compte tenu des taux élevés de visite aux urgences liées à l'alcool chez les jeunes de 15 à 19 ans, des politiques supplémentaires visant à restreindre l'accès à l'alcool aux personnes n'ayant pas atteint l'âge de la majorité seraient utiles pour réduire le nombre d'intoxications en Colombie-Britannique.

Comme le laisse entendre le taux croissant de visite aux urgences liée à une intoxication attribuable aux narcotiques et aux psychodysléptiques tout au long de la période, les efforts visant à réduire la gravité de la crise des opioïdes en Colombie-Britannique pourraient contribuer à réduire du même coup le fardeau pesant sur les services des urgences. La province pourrait par exemple mettre en œuvre des programmes de contrôle des ordonnances d'opioïdes afin de réduire la probabilité que ces ordonnances entraînent des surdoses. Une autre approche pourrait consister à poursuivre la décriminalisation des drogues illicites, qui s'est avérée conduire à une réduction de la morbidité et de la mortalité liées aux drogues au Portugal depuis sa mise en œuvre en 2001²⁷.

Les études à venir pourraient porter sur l'élaboration d'une méthodologie de modélisation multivariées afin d'améliorer les calculs des taux de visite aux urgences en Colombie-Britannique. Une méthodologie de ce type permettrait de mieux identifier les populations de Colombie-Britannique à haut risque de visite aux urgences liée à une intoxication, en effectuant des analyses qui tiennent compte de facteurs supplémentaires comme l'ethnicité ou les propriétés psychométriques. De plus, il est nécessaire de déterminer les taux régionaux de visite aux urgences liée à une intoxication au sein de la province. Ces informations supplémentaires permettraient de mieux comprendre quelles régions de Colombie-Britannique et quelles populations bénéficieraient le plus de stratégies de prévention des intoxications.

Il est important de continuer à renforcer les efforts de prévention des intoxications, cause majeure d'hospitalisations et de décès en Colombie-Britannique³. D'après les données portant sur la santé publique et la prévention des blessures, on peut véritablement agir pour prévenir les intoxications à tous les âges, par exemple grâce à l'effet positif que les médecins peuvent avoir en conseillant directement les patients et en tant que voix crédible au sein de leur collectivité^{28,29}. Il ne faut pas sous-estimer l'importance des efforts de prévention dans la réduction du fardeau social et économique de ces blessures et, tout particulièrement, dans la réduction des temps d'attente aux urgences, ce qui permettrait d'améliorer les soins aux patients.

Points forts et limites

L'un des points forts de cette étude est qu'elle explore les relations entre la défavorisation et les causes de visite aux urgences liée à une intoxication, sujet peu abordé dans la littérature scientifique au Canada. De plus, nous avons élaboré et utilisé une méthodologie spécifique pour estimer les taux de visite aux urgences, en utilisant les données du SNISA en Colombie-Britannique.

Bien que cette étude ait exploré de nouvelles questions de santé publique, elle n'est pas sans limites. Les données du SNISA ne sont recueillies ni systématiquement ni exhaustivement par les hôpitaux de Colombie-Britannique. Étant donné que le nombre de visites aux urgences dans les hôpitaux ne participant pas au SNISA repose uniquement sur des estimations, les taux de visite aux urgences que nous avons calculés ont été influencés par le nombre de visites aux urgences et le nombre d'admissions liées aux intoxications dans les hôpitaux participant au SNISA, ce qui a pu conduire à ce que certaines régions et certaines populations aient été représentées de façon disproportionnée. Cet effet est sans doute plus prononcé lors de la comparaison des taux par sexe, car les hospitalisations et les tendances des visites aux urgences varient en fonction du sexe : si les visites aux urgences liées aux intoxications sont plus nombreuses chez les hommes, les hospitalisations sont en revanche plus nombreuses chez les femmes.

La méthodologie utilisée pour calculer le taux de visite aux urgences repose sur une

hypothèse statistique voulant que le ratio entre les visites aux urgences et les hospitalisations liées à une intoxication soit le même (ou soit très similaire) dans les hôpitaux participant au SNISA et dans les autres hôpitaux. En l'absence de données sur les urgences des hôpitaux qui ne participent pas au SNISA, il est impossible de comparer empiriquement ce ratio entre les deux types d'hôpitaux. Même si notre méthodologie n'a pas été officiellement validée, nous avons constaté, dans notre évaluation de sa robustesse, un écart allant jusqu'à 40 % entre les estimations et le nombre réel de visites aux urgences dans 95 % des simulations, ce qui constitue en soi une limite. En outre, la méthode utilisée pour estimer le nombre de visites aux urgences liées à une intoxication ne constitue pas une approche de modélisation multivariées et ne permet donc pas d'ajuster les taux en fonction de covariables importantes comme l'ethnicité ou les spécificités régionales.

Une autre limite provient du fait que, en Colombie-Britannique, les causes externes de blessures ne sont pas déclarées auprès du SNISA, ce qui signifie que les visites aux urgences liées à une intoxication volontaire n'ont pas été évaluées.

Des quintiles de défavorisation matérielle et sociale ont été attribués à chaque patient en fonction de l'AD correspondant à son lieu de résidence, créant ainsi un raisonnement spatial trompeur qui applique les caractéristiques d'un quartier à l'individu qui y demeure. L'indice de défavorisation mesure les facteurs matériels et sociaux des ménages mais ne tient pas compte des aides extérieures. En outre, les patients dont on ignorait l'AD et qui n'ont donc pas pu être appariés aux quintiles de défavorisation ont été exclus des analyses.

Enfin, en raison de l'utilisation de données dépersonnalisées, un événement ayant donné lieu à plusieurs visites aux urgences est susceptible d'avoir été comptabilisé plus d'une fois.

Conclusion

Les taux de visite aux urgences liée à une intoxication en Colombie-Britannique ont augmenté de façon très importante entre 2012-2013 et 2016-2017. Les groupes à haut risque ont été les nourrissons, les tout-petits, les jeunes, les personnes de 20 à 64 ans, les personnes très défavorisées sur le plan matériel et celles ayant le

moins ou à l'opposé le plus de liens sociaux. Si la crise des opioïdes constitue une urgence de santé publique en Colombie-Britannique, notre étude met en lumière que l'intoxication due à l'alcool demeure également un enjeu de santé publique pour les divers services des urgences. Cette étude indique aussi qu'il est nécessaire de mener d'autres travaux de recherche sur cette question et qu'il importe de réfléchir sur le rôle que les médecins peuvent jouer dans les stratégies de prévention des intoxications ciblant les populations vulnérables de Colombie-Britannique, notamment en diffusant des messages portant sur une consommation sécuritaire d'alcool, en particulier chez les adolescents et les jeunes adultes.

Conflits d'intérêts

Aucun.

Contributions des auteurs et avis

SB et AZ ont conçu l'étude. FR a dirigé l'édition de contenu des bases de données. AZ a élaboré la méthodologie de calcul des taux. SP a réalisé l'analyse et la représentation graphique des données, avec le soutien de FR, AZ et IP. SP a rédigé le manuscrit. Tous les auteurs ont participé à la révision du manuscrit et en ont lu et approuvé la version définitive.

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

Références

1. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Statistiques éclair : 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.) : ICIS; 2019. En ligne à : <https://www.cihi.ca/fr/statistiques-sur-les-visites-au-service-durgence-et-les-hospitalisations-a-la-suite-dun-1>
2. Han G, Turcotte K, Jivani K, Babul S, Pike I. Poisonings in British Columbia, 2000-2005 [Internet]. Vancouver (BC): BC Injury Research and Prevention Unit; 2009. En ligne à : <https://www.injuryresearch.bc.ca/wp-content/uploads/2017/04/Han-et-al-Poisonings-Report-Final-Format-Apr-09.pdf>
3. Jiang A, Smith J, Rajabali F, Zheng A, Purssell R, Pike I. Patterns in poisoning hospitalizations and deaths in British Columbia, 2008 to 2013. *BC Med J*. 2018;60(10):495-502. <https://www.bcmj.org/articles/patterns-poisoning-hospitalizations-and-deaths-british-columbia-2008-2013>
4. Burnett K. Commodifying poverty: gentrification and consumption in Vancouver's Downtown Eastside. *Urban Geogr*. 2014;35(2):157-176. <https://doi.org/10.1080/02723638.2013.867669>
5. Ye X, Sutherland J, Henry B, Tyndall M, Kendall PR. Impact des décès par surdose de drogue sur l'espérance de vie à la naissance en Colombie-Britannique. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2018;38(6):282-286. <https://doi.org/10.24095/hpcdp.38.6.05f>
6. Carrière G, Garner R, Sanmartin C. Caractéristiques sociales et économiques des personnes hospitalisées en raison d'une intoxication aux opioïdes. *Rapports sur la santé*. 2018;29(10):24-30.
7. BC Centre for Disease Control. Public health emergency in BC [Internet]. Vancouver (BC): BC Centre for Disease Control; 2017. En ligne à : <http://www.bccdc.ca/about/news-stories/stories/public-health-emergency-in-bc>
8. Descamps A-M, Vandijck D, Buylaert W, Mostin A, De Paepe P. Characteristics and costs in adults with acute poisoning admitted to the emergency department of a university hospital in Belgium. *PLoS ONE*. 2019;14(10):e0223479. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0223479>
9. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Normes canadiennes de codification pour la version 2018 de la CIM-10-CA et de la CCI. Ottawa (Ont.) : ICIS; 2018.
10. Aire de diffusion (AD) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2018 [consultation le 18 décembre 2019]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/92-195-x/2011001/geo/da-ad/da-ad-fra.htm>
11. Gamache P, Hamel D. Les défis de la mise à jour de l'indice de défavorisation avec les données du recensement de 2011 et de l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM). Montréal (Québec) : Institut national de santé publique du Québec; 2016.
12. National Center for Education Statistics. Improving the measurement of socioeconomic status for the national assessment of educational progress: a theoretical foundation [Internet]. Washington (D.C.); 2012. En ligne à : https://nces.ed.gov/nationsreportcard/pdf/researchcenter/Socioeconomic_Factors.pdf
13. Gamache P, Hamel D, Pampalon R. L'indice de défavorisation matérielle et sociale : en bref. Montréal (Québec) : Institut national de santé publique du Québec; 2019. En ligne à : https://www.inspq.qc.ca/sites/default/files/publications/2639_indice_defavorisation_materielle_sociale.pdf
14. Heinrich HW, Petersen D, Roos N. Industrial accident prevention. 5e éd. New York (NY): McGraw Hill; 1980.
15. Hasegawa K, Brown DF, Tsugawa Y, Camargo Jr CA. Epidemiology of emergency department visits for opioid overdose: a population-based study. *Mayo Clin Proc*. 2014;89(4):462-471. <https://doi.org/10.1016/j.mayocp.2013.12.008>
16. Spiller HA, Beuhler MC, Ryan ML, Borys DJ, Aleguas A, Bosse GM. Evaluation of changes in poisoning in young children: 2000 to 2010. *Pediatr Emerg Care*. 2013 May;29(5):635-640. <https://doi.org/10.1097/PEC.0b013e31828e9d00>
17. Daly ER, Dufault K, Swenson DJ, Lakevicius P, Metcalf E, Chan BP. Use of emergency department data to monitor and respond to an increase in opioid overdoses in New Hampshire, 2011-2015. *Public Health Rep*. 2017;132(1 suppl):73S-79S. <https://doi.org/10.1177/0033354917707934>
18. GovTogetherBC. BC liquor policy review – results [Internet]. Victoria (BC): Government of British Columbia; 2013 [consultation le 25 mars 2020]. En ligne à : <https://engage.gov.bc.ca/govtogetherbc/impact/bc-liquor-policy-review-results/>

19. Centre canadien sur les dépendances et l'usage de substances (CCDUS). Alcool (Sommaire canadien sur la drogue) [Internet]. Ottawa (Ont.) : CCDUS; 2019 [consultation le 18 mars 2020]. En ligne à : <https://www.ccsa.ca/fr/alcool-sommaire-canadien-sur-la-drogue>
20. Ivsins A, Pauly B, Brown M, et collab. On the outside looking in: finding a place for managed alcohol programs in the harm reduction movement. *Int J Drug Policy*. 2019;67:58-62. <https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2019.02.004>
21. Romer D, Hennessy M. A biosocial-affect model of adolescent sensation seeking: the role of affect evaluation and peer-group influence in adolescent drug use. *Prev Sci*. 2007;8(2):89-101. <https://doi.org/10.1007/s11121-007-0064-7>
22. Trucco EM, Colder CR, Wieczorek WF. Vulnerability to peer influence: a moderated mediation study of early adolescent alcohol use initiation. *Addict Behav*. 2011;36(7):729-736. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2011.02.008>
23. Kline JN, Badolato GM, Goyal MK. Trends in pediatric poisoning-related emergency department visits. *Pediatr Emerg Care*. 2021;37(1):e7-e12. <https://doi.org/10.1097/pec.0000000000001817>
24. Bello MS, Khoddam R, Stone MD, et collab. Poly-product drug use disparities in adolescents of lower socioeconomic status: emerging trends in nicotine products, marijuana products, and prescription drugs. *Behav Res Ther*. 2019;115:103-110. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2018.11.014>
25. Roos NP, Forget E, Walld R, MacWilliam L. Does universal comprehensive insurance encourage unnecessary use? Evidence from Manitoba says "no". *Can Med Assoc J*. 2004;170(2):209-214.
26. Martins JG, de Paiva HN, Paiva PCP, et collab. New evidence about the "dark side" of social cohesion in promoting binge drinking among adolescents. *PLoS ONE*. 2017;12(6):e0178652. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0178652>
27. Greenwald G. Drug decriminalization in Portugal: lessons for creating fair and successful drug policies [Internet]. Washington (D.C.) : Cato Institute; 2009. En ligne à : https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1464837
28. Temple AR. Poison prevention education. *Pediatrics*. 1984; 74(5):964-969.
29. Gerard JM, Klasner AE, Madhok M, Scalzo AJ, Barry RC, Laffey SP. Poison prevention counseling: a comparison between family practitioners and pediatricians. *Arch Pediatr Adolesc Med*. 2000;154(1):65-70.

Recherche quantitative originale

Améliorer l'aide à l'arrêt du tabagisme offerte aux fumeurs québécois : évaluation de la ligne téléphonique d'aide du Québec

Christine Stich, Ph. D. (1), Benoît Lasnier, M. Sc. (2), Ernest Lo, Ph. D. (1,2)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. Les lignes téléphoniques d'aide à l'arrêt du tabagisme constituent une intervention importante et largement répandue en matière de soutien aux fumeurs dans leur démarche d'arrêt du tabagisme et d'encouragement à obtenir des services de traitement. Au Québec, la ligne téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme, la ligne *J'ARRÊTE*, est en service depuis 2002. Cette étude vise à évaluer la portée du traitement, à décrire les caractéristiques des appelants et à présenter les données issues des mesures des résultats.

Méthodologie. Nous avons recueilli des données à l'évaluation initiale en vue d'estimer le volume de nouveaux appelants, les caractéristiques des appelants et la portée du traitement. Nous avons appliqué un modèle quasi expérimental à groupe unique pour estimer, lors du suivi à 6 mois, les taux d'arrêt du tabagisme à 30 jours et à 6 mois. Les données initiales ont été recueillies après de 1 292 nouveaux appelants de la ligne d'aide de 18 ans et plus, sur une période d'un an.

Résultats. Les résultats indiquent que le service a permis de rejoindre 9 fumeurs québécois sur 10 000. Par rapport à la population totale de fumeurs au Québec, l'utilisation de la ligne d'aide était proportionnellement plus élevée chez les femmes, chez les personnes de 55 ans et plus et chez les personnes ayant une scolarité égale ou inférieure au diplôme d'études secondaires. Lors du suivi, le taux d'abstinence ponctuelle à 30 jours était de 26,7 %, tandis que le taux d'abstinence continue à 6 mois était de 18,8 %.

Conclusion. D'après ces résultats, la ligne d'aide a permis d'aider les appelants à cesser de fumer. Ces résultats sont conformes aux résultats d'études portant sur d'autres lignes d'aide au Canada et aux États-Unis. Cependant, par comparaison, la portée de la ligne d'aide pour fumeurs est limitée, ce qui donne à penser que des investissements supplémentaires dans les efforts de promotion et dans la recherche de façons de joindre les populations ayant pas ou peu accès au service permettraient d'accroître les bénéfices pour la santé publique.

Mots-clés : arrêt du tabagisme, ligne téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme, intervention en santé des populations, promotion de la santé, évaluation de programme

Introduction

Le tabagisme demeure l'une des principales causes de maladies et de décès évitables au Canada et ailleurs dans le monde¹⁻³. Les lignes d'aide constituent une intervention

importante et répandue, fondée sur des données probantes, qui permet de soutenir les fumeurs dans leur démarche d'arrêt du tabagisme et de les amener à obtenir des services de traitement^{4,5}. Les fumeurs peuvent utiliser les lignes d'aide en appelant

directement la ligne (méthode réactive) ou en s'inscrivant pour recevoir un appel (méthode proactive) d'un conseiller en arrêt du tabagisme. Le service de soutien offre de l'information, des conseils et de l'aide pour les fumeurs désireux d'arrêter de fumer.

Partout dans le monde, les lignes d'aide font désormais partie des infrastructures

Points saillants

- Cette étude révèle un taux d'arrêt du tabagisme de 26,7 % au moment du suivi à six mois chez les fumeurs ayant utilisé les services téléphoniques d'aide d'arrêt du tabagisme du Québec.
- La ligne téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme du Québec permet de rejoindre 9 fumeurs québécois sur 10 000 (0,09 %), ce qui la place dans la fourchette inférieure des lignes d'aide à l'arrêt du tabagisme canadiennes, dont la portée varie entre 0,07 % et 1,45 %.
- Si la ligne d'aide pour fumeurs atteint un nombre proportionnellement plus élevé d'appelants ayant une scolarité égale ou inférieure au diplôme d'études secondaires, il demeure que les hommes, les jeunes adultes et les personnes ayant un niveau de scolarité supérieur sont des sous-groupes de fumeurs pour lesquels une meilleure promotion des services téléphoniques d'aide à l'arrêt du tabagisme semble nécessaire.

Rattachement des auteurs :

1. Université McGill, Montréal (Québec), Canada

2. Institut national de santé publique du Québec, Montréal (Québec), Canada

Correspondance : Christine Stich, Université McGill, 1020, avenue des Pins Ouest, Montréal (Québec) H3A 1A2; tél. : 514-398-7363; courriel : christine.stich@mcgill.ca

nationales de lutte contre le tabagisme fournissant aux fumeurs des services à l'échelle de la population^{6,7}. De nombreuses données probantes montrent que ces lignes d'aide constituent une stratégie d'intervention efficace⁵.

Owen⁸ a constaté que, après un an, 22 % des fumeurs déclaraient avoir arrêté de fumer (intervalle de confiance [IC] à 95 % : 18,4 % à 25,6 %; taux d'arrêt du tabagisme ajusté en fonction des refus et des échecs à la validation biomédicale estimés à 20 % : 15,6 %), 41 % des ex-fumeurs affirmaient qu'ils continuaient à ne pas fumer (IC à 95 % : 34,3 % à 47,7 %; taux d'arrêt du tabagisme ajusté : 29 %) et, parmi les personnes ayant recommencé à fumer, 28 % fumaient moins qu'avant. En comparant le service proactif et le service réactif de la ligne téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme nationale suédoise, Nohler et ses collègues ont constaté que les deux services étaient d'une efficacité similaire. La prévalence ponctuelle était de 27 % et l'abstinence continue de 21 % lorsque les non-répondants étaient considérés comme fumeurs, et elles étaient respectivement de 47 % et 35 % dans les analyses portant uniquement sur les répondants⁹.

La revue Cochrane la plus récente sur le sujet, rassemblant 104 essais et portant sur 111 653 participants, a permis de recueillir des données probantes de qualité modérée selon lesquelles les services de counseling proactif par téléphone sont utiles aux fumeurs qui appellent les lignes téléphoniques d'aide pour obtenir du soutien⁵. Selon les cotes de qualité des données probantes du groupe de travail GRADE (Grading of Recommendations Assessment, Development and Evaluation), des données probantes de qualité modérée signifient que des recherches plus poussées auront probablement une incidence importante sur l'estimation de l'effet¹⁰. La revue a également révélé que les services de counseling proactif par téléphone augmentent les taux d'arrêt du tabagisme chez les fumeurs, indépendamment de leur motivation à arrêter de fumer ou du fait qu'ils aient reçu ou non d'autres types d'aide pour arrêter de fumer. Dans l'ensemble, les personnes ayant reçu des appels téléphoniques étaient de 11 à 14 % plus susceptibles d'arrêter de fumer. Par rapport aux autres services d'aide à l'arrêt du tabagisme, les lignes téléphoniques d'aide se sont avérées plus efficaces que les interventions minimales telles que les

brochures d'autoassistance et aussi efficaces que la prestation de brefs conseils sur l'arrêt du tabagisme⁵.

Il a aussi été démontré que les lignes d'aide sont des interventions rentables¹¹. Dans un essai randomisé d'un an visant à évaluer la rentabilité du service téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme de l'*American Cancer Society*, McAlister et ses collègues¹² ont constaté que les services de counseling doubleraient presque les chances qu'avaient les fumeurs d'arrêter de fumer et de ne pas recommencer à fumer sur une période d'un an. Les coûts directs liés à chaque cas d'arrêt définitif du tabac attribuable à la ligne d'aide étaient d'environ 1 300 \$ CA¹².

Aux États-Unis, la portée moyenne du traitement a atteint un sommet de 1,19 % en 2009 et un creux de 0,87 % en 2017¹³. Au Canada, les lignes d'aide à l'arrêt du tabagisme ont tendance à avoir une portée inférieure et, de ce fait, à avoir un effet relatif moindre. Les derniers chiffres disponibles indiquent que les 10 lignes d'aide canadiennes ayant répondu à l'enquête sur les 12 lignes sollicitées ont permis de joindre 0,30 % de la population d'adultes fumeurs et de leur offrir un traitement, la portée des diverses lignes d'aide provinciales variant en 2011 entre 0,07 % et 1,45 %¹⁴.

Cette étude rend compte des résultats de la première évaluation portant sur la ligne d'aide du Québec depuis sa création. Les objectifs étaient (a) d'évaluer la portée du traitement, (b) de décrire les caractéristiques des appelants et (c) de présenter les données issues des mesures des résultats en matière d'arrêt du tabagisme.

Méthodologie

Description de l'intervention

Créée en 2002, la ligne J'ARRÊTE du Québec est un service téléphonique gratuit, bilingue (« *I QUIT NOW* » en anglais) et confidentiel qui offre des renseignements et un soutien personnalisé en matière d'arrêt du tabagisme. Ce service est fondé sur le modèle transthéorique du changement¹⁵. D'après ce modèle, les fumeurs passent par une série d'étapes motivationnelles avant de modifier leurs comportements en matière de tabagisme. Ces étapes sont la précontemplation (ne pas penser à arrêter de fumer), la contemplation (penser à arrêter de fumer), la préparation (se

préparer à arrêter de fumer dans les 30 prochains jours) et l'action (réussir à arrêter de fumer sur une période allant jusqu'à 6 mois)¹⁶. Les membres du personnel de la ligne J'ARRÊTE utilisent des techniques d'entretien motivationnel¹⁷ pour aider les appelants qui souhaitent arrêter de fumer et posent une foule de questions liées à la consommation de cigarettes de l'appelant (p. ex. effets négatifs sur la santé, symptômes de sevrage, pharmacothérapie, exposition à la fumée secondaire). De plus, la ligne d'aide offre des trousseaux contenant des renseignements sur la consommation de cigarettes, des outils interactifs pour soutenir les efforts d'arrêt du tabagisme et des renseignements sur le défi québécois « J'arrête, j'y gagne », une initiative annuelle qui offre la chance aux fumeurs qui arrêtent de fumer pendant au moins six semaines de gagner trois prix. Enfin, elle dirige les appelants vers d'autres services d'aide à l'arrêt du tabagisme offerts dans le cadre de la stratégie québécoise de lutte contre le tabagisme, comme le soutien en personne proposé par les centres locaux de services communautaires du Québec. Le service téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme est disponible durant les jours de semaine, à raison de 64 heures par semaine. Il est financé par le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec et administré par la Société canadienne du cancer (SCC).

Devis de l'étude

Pour cette étude, nous avons suivi le protocole du North American Quitline Consortium (NAQC) relatif à l'évaluation des lignes d'aide¹⁸ et nous avons utilisé un modèle quasi expérimental à groupe unique pré-intervention et post-intervention pour évaluer l'efficacité du service téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme du Québec. Nous avons recueilli des données à deux moments : (1) les membres du personnel de la ligne d'aide ont recueilli des données à l'évaluation initiale, lors du premier contact des fumeurs avec la ligne, puis (2) nous avons mené des entrevues téléphoniques assistées par ordinateur (ETAO) lors du suivi à six mois. Le suivi à six mois permet d'évaluer les taux d'arrêt du tabagisme à six mois, une mesure couramment utilisée dans les essais cliniques sur l'arrêt du tabagisme¹⁹. Les données des ETAO ont été recueillies sept mois après le premier appel d'une personne à la ligne d'aide, un intervalle qui tient compte d'une période de traitement

d'un mois suivie d'une enquête de suivi six mois après la fin approximative du traitement²⁰. Pour joindre un nombre suffisant d'appelants lors du suivi, nous avons fait jusqu'à 20 tentatives d'appel pour entrer en contact avec les appelants qui avaient consenti à participer à l'entrevue de suivi. Les données de l'évaluation initiale, qui ont été recueillies entre octobre 2014 et octobre 2015, ont servi à calculer la portée et à décrire le profil des appelants de la ligne d'aide. Les données de suivi à six mois ont été recueillies entre juin 2015 et mai 2016 et elles ont servi à évaluer les résultats du service. Les entrevues ont duré en moyenne 7,5 minutes et ont été menées en français uniquement.

Mesures

Nous avons recueilli des données en utilisant la version 2012 du Minimal Data Set [ensemble minimal de données] conçu par le NAQC pour la collecte de données initiales et de suivi auprès des appelants des lignes d'aide²¹. L'ensemble minimal de données pour l'arrêt du tabagisme offre un instrument et un protocole normalisés qui permettent de comparer et d'interroger les données de l'ensemble des lignes d'aide^{22,23}. Il constitue une « pratique exemplaire » dans le domaine de l'évaluation des lignes d'aide^{22,23} et il est régulièrement revu et enrichi en fonction des données probantes et de l'expérience^{22,24}.

Caractéristiques sociodémographiques

Les données relatives à l'âge, au sexe et à la scolarité ont été recueillies à l'évaluation initiale chez les nouveaux appelants.

Tabagisme et mesures de promotion

Les données sur le statut tabagique (fumeur quotidien ou fumeur occasionnel), sur la consommation de cigarettes et sur l'intention d'arrêter de fumer ont été recueillies à l'évaluation initiale chez les nouveaux appelants^{22,25}. Pour évaluer les méthodes de promotion les plus efficaces, nous avons demandé aux appelants comment ils avaient appris l'existence de la ligne d'aide. Les données sur le statut tabagique et sur la consommation de cigarettes ont été utilisées pour calculer les scores du Heaviness of Smoking Index (HSI)²⁶ attribués aux fumeurs.

Au moment de l'évaluation, le personnel de la ligne d'aide a défini comme fumeurs les individus qui fumaient des cigarettes. Les autres produits du tabac et les dispositifs de vapotage tels que les cigarettes

électroniques ont été considérés comme « d'autres produits du tabac » et n'ont pas été directement traités dans le cadre de ces interventions. De ce fait, dans cette étude, le tabagisme s'applique à la consommation de cigarettes uniquement, à l'exclusion des autres produits du tabac et des dispositifs de vapotage.

Admissibilité à l'étude

Outre l'âge, le statut tabagique et l'intention d'arrêter de fumer au moment de l'évaluation initiale, les questions suivantes ont été utilisées pour déterminer l'admissibilité à l'étude : « Comment puis-je vous aider? », « Est-ce la première fois que vous appelez la ligne d'aide dans les 12 derniers mois? » et « Appelez-vous pour vous-même, au nom d'une autre personne ou pour aider quelqu'un d'autre? ». Les données administratives de la SCC ont servi à déterminer si les clients avaient effectivement reçu un traitement fondé sur des données probantes de la part de la ligne d'aide, défini comme étant du counseling quelconque.

Mesures de l'abstinence vis-à-vis du tabac

Pour que la ligne d'aide soit considérée comme une aide efficace auprès des fumeurs décidés à arrêter de fumer, ses utilisateurs doivent présenter un taux d'arrêt du tabagisme supérieur à celui de la population de fumeurs québécois (au Québec, en 2015-2016, ce taux d'arrêt était de 8,9 % chez les fumeurs adultes²⁷). De plus, les taux d'abstinence ponctuelle à 30 jours doivent être comparables à ceux des autres lignes d'aide. À titre de référence, les taux d'abstinence ponctuelle à 30 jours pour les lignes d'aide aux États-Unis sont de 28,5 %¹⁴.

Pour évaluer l'abstinence vis-à-vis du tabac lors du suivi et déterminer le taux d'arrêt du tabagisme, qui est notre principale mesure des résultats, nous avons posé trois questions. Nous avons d'abord demandé aux participants si, à l'heure actuelle, ils fumaient « quotidiennement », « occasionnellement » ou « pas du tout ». Ensuite, pour évaluer le taux d'abstinence à 30 jours, nous avons demandé à ceux ayant indiqué être non-fumeurs au moment du suivi s'ils avaient fumé une cigarette, ne serait-ce qu'une bouffée, au cours des 30 derniers jours. Enfin, pour évaluer le taux d'abstinence continue à 6 mois, nous avons demandé aux participants qui avaient indiqué ne pas avoir fumé au cours des 30 derniers jours s'ils avaient fumé une cigarette, ne serait-ce qu'une

bouffée, au cours des 6 derniers mois. Les trois mesures ont démontré un certain degré de validité convergente et ont permis d'établir une validité prédictive en ce qui concerne les avantages à long terme pour la santé²⁸.

Méthodes et aides à l'arrêt du tabagisme utilisées

Lors du suivi, nous avons demandé aux utilisateurs de la ligne d'aide d'indiquer quelles méthodes et aides, autres que la ligne d'aide, ils avaient utilisées pour arrêter de fumer depuis leur premier appel à la ligne d'aide. Pour les aides non pharmacologiques, les options de réponse étaient le matériel d'autoassistance, les groupes de soutien avec animateur, l'hypnose ou l'acupuncture, le matériel audio, Internet, les groupes d'autoassistance, le traitement au laser, les vidéos et un autre soutien. Pour les aides pharmacologiques, les options de réponse étaient l'inhalateur de nicotine, les gommes de nicotine, les timbres de nicotine, la cigarette électronique et Zyban.

Portée du traitement

Pour déterminer dans quelle mesure les fumeurs québécois ont eu recours à la ligne téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme afin d'arrêter de fumer, nous avons calculé la portée du traitement, définie comme étant le nombre de nouveaux appelants admissibles au cours de la période de référence de 12 mois qui ont reçu un traitement fondé sur des données probantes, divisé par le nombre total de fumeurs au sein de la population du Québec¹⁸. La prévalence du tabagisme au Québec a été calculée à partir des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)²⁷ portant sur les fumeurs de 18 ans et plus pour le cycle 2015-2016. Alors que les Centers for Disease Control and Prevention (CDC) des États-Unis estiment que les lignes d'aide devraient être en mesure de traiter 6 % de tous les fumeurs adultes²⁹, les dernières données sur les lignes d'aide canadiennes indiquent qu'elles ont joint entre 0,07 % et 1,45 % des fumeurs en 2012¹⁴. Nous nous attendions à ce que la portée du traitement de la ligne d'aide du Québec se situe dans la fourchette des autres lignes d'aide canadiennes, bien qu'une portée supérieure soit évidemment souhaitable.

Critères d'inclusion

Conformément aux recommandations du NAQC³⁰, nous avons analysé les données

recueillies à l'évaluation initiale pour tous les nouveaux appelants de la ligne d'aide pour fumeurs (1) âgés de 18 ans et plus, (2) qui fumaient des cigarettes quotidiennement ou occasionnellement et qui avaient l'intention d'arrêter de fumer dans les 6 mois à venir ou qui n'avaient pas arrêté de fumer depuis plus de 30 jours à l'évaluation initiale, (3) qui cherchaient de l'aide pour arrêter de fumer et (4) qui ont reçu un traitement fondé sur des données probantes de la part de la ligne d'aide pour fumeurs. De plus, seuls les appelants ayant consenti à participer ont été inclus dans les enquêtes de suivi.

Analyses statistiques

Conformément aux recommandations du NAQC³⁰, nous avons calculé à titre de mesure primaire le taux d'abstinence à 30 jours, en divisant le nombre de répondants ayant déclaré ne pas avoir fumé de cigarette, pas même une bouffée, au cours des 30 derniers jours lors du suivi à 6 mois par le nombre de participants joints lors du suivi. Nous avons calculé le taux d'abstinence ponctuel en divisant le nombre de répondants ayant mentionné être non-fumeurs lors du suivi par le nombre de participants joints lors du suivi. Enfin, nous avons calculé le taux d'abstinence continue à 6 mois en divisant le nombre de répondants ayant indiqué ne pas avoir fumé de cigarette, pas même une bouffée, dans les 6 mois ayant précédé le suivi par le nombre de participants joints lors du suivi. Ces deux dernières mesures constituent des mesures secondaires des résultats.

Pour tenir compte de l'impact des participants ayant abandonné l'étude en cours de route sur les estimations des taux dans cette étude, nous avons calculé des taux selon l'intention de traiter (IDT), qui supposent pour toutes les mesures d'abstinence que tous les non-répondants n'ont pas cessé de fumer³⁰. Ces taux selon l'IDT constituent les limites inférieures conservatrices des taux d'arrêt du tabagisme³¹. En outre, nous avons calculé des taux imputés en fonction d'une série de variables liées au service, à la santé et aux caractéristiques sociodémographiques mesurées au départ. Ces taux tiennent compte de l'effet des différences entre les caractéristiques des répondants et celles des participants qui ont abandonné l'étude, et ont été calculés à l'aide du progiciel *mice* (Multiple Imputation by Chained Equations) dans R³². Les taux selon l'IDT et les taux imputés constituent des limites possibles

des valeurs des taux d'abandon et donnent un aperçu de l'ampleur potentielle des effets de biais de sélection^{31,33}.

Nous avons utilisé les critères suivants pour sélectionner les covariables ou les caractéristiques des appelants aux fins du modèle d'imputation : (1) une association statistiquement significative (test du chi carré) avec l'abandon de l'étude (c.-à-d. données manquantes ou absence de réponse lors du suivi), (2) une corrélation statistiquement significative (coefficient de Pearson r^2) avec la probabilité d'abstinence et (3) une association perçue avec l'abstinence fondée sur les connaissances a priori et la littérature scientifique (ce critère s'est traduit par l'ajout de trois covariables).

Nous avons retenu les variables suivantes pour le modèle d'imputation : le sexe, l'âge, la scolarité, le fait que l'appelant ait été dirigé ou non vers le service, l'utilisation antérieure de méthodes ou d'aides pharmacologiques d'arrêt du tabagisme, l'utilisation actuelle de méthodes de cessation tabagique ou d'aides pharmacologiques, le nombre de symptômes de sevrage, le fait d'avoir au moins une personne de soutien dans son réseau personnel, le nombre de problèmes médicaux, le nombre de problèmes de santé mentale, l'expérience de situations qui incitent à recommencer à fumer, la réception de matériel promotionnel d'arrêt du tabagisme, le nombre d'éléments d'aide à l'arrêt du tabagisme reçus, le fait que la ligne téléphonique d'aide ait répondu ou non aux attentes et le statut tabagique à l'évaluation initiale.

La fonction *mice* dans R a été utilisée de façon à calculer 20 imputations multiples pour les variables de résultats (abstinence); le nombre d'itérations a été fixé à 25, et la convergence a été vérifiée à l'aide de la fonction *stripplot* dans R³².

Résultats

Au cours de la période d'évaluation d'un an, le personnel de la ligne d'aide a recueilli des données initiales auprès de 1 292 nouveaux appelants. De ce nombre, 1 030 ont accepté de participer à l'enquête de suivi à 6 mois, et 494 y ont effectivement participé, soit un taux de réponse de 48 %.

La portée du traitement de la ligne J'ARRÊTE pour l'année d'évaluation de

référence était de 0,09 %, ce qui signifie que le service a fourni un traitement d'arrêt tabagique fondé sur des données probantes à 9 fumeurs québécois sur 10 000. Selon une analyse des moyens par lesquels les appelants ont accédé au service, 29,3 % d'entre eux avaient été dirigés vers la ligne d'aide par des professionnels de la santé dans le cadre d'accords de service avec des hôpitaux, des cliniques ou des centres de santé, par l'intermédiaire d'ordonnances collectives ou par voie électronique dans le cadre du programme québécois Service de Messagerie Texte pour Arrêter le Tabac (SMAT). Dans la majorité des cas (57,8 %), les appelants dirigés vers le service d'aide téléphonique provenaient de la région de Montréal. Les autres régions contribuaient dans une fourchette variant entre 0,8 % et 5,8 %.

Les appelants qui n'avaient pas été dirigés vers le service d'aide téléphonique ont indiqué avoir appris l'existence de ce dernier principalement grâce au numéro de la ligne d'aide affiché sur leur paquet de cigarettes (47,2 %), une mesure que le gouvernement fédéral a introduite dans l'ensemble du Canada en 2012. Les autres moyens mentionnés étaient le site Internet J'ARRÊTE (10,3 %), le cabinet de leur médecin (4,8 %), la famille et les amis (4,1 %), le défi québécois « J'arrête, j'y gagne » (2,8 %), les centres d'arrêt du tabagisme (2,8 %), les pharmacies (2,6 %) et le site Internet du défi « J'arrête, j'y gagne » (2,4 %).

Caractéristiques des appelants

Le tableau 1 présente les caractéristiques des appelants au départ par rapport à celles des adultes québécois fumeurs et ex-fumeurs récents (ceux ayant cessé de fumer au cours des 12 mois précédant l'enquête). Comme l'illustre le tableau, par rapport aux fumeurs actuels de 18 ans et plus au Québec, les appelants de la ligne d'aide étaient plus souvent des femmes (56,7 % contre 46,2 % dans la population). Les appelants des groupes d'âge de 18 à 24 ans et de 25 à 34 ans étaient sous-représentés, tandis que les appelants des groupes d'âge de 55 à 64 ans et de 65 ans et plus étaient sur-représentés. Les appelants ayant une scolarité égale ou inférieure au diplôme d'études secondaires étaient aussi sur-représentés parmi les appelants de la ligne d'aide pour fumeurs (53,4 % contre 41,8 %). Les appelants ont également montré un

TABEAU 1
Caractéristiques des nouveaux appelants de la ligne d'aide à l'arrêt du tabagisme, d'octobre 2014 à octobre 2015, au départ (évaluation initiale), par rapport aux adultes québécois (18 ans et plus) fumeurs et ex-fumeurs récents, ESCC 2015-2016

Caractéristiques des appelants	Appelants de la ligne d'aide au départ (N = 1 292) % (n)	Adultes québécois fumeurs et ex-fumeurs récents (ESCC 2015-2016) (IC à 95 %)
Sexe		
Hommes	43,1 (557)	53,8 (51,9 à 55,8)
Femmes	56,7 (733)	46,2 (44,2 à 48,1)
Âge (ans)		
18 à 24	5,6 (72)	11,4 (9,9 à 12,8)
25 à 34	13,1 (169)	21,9 (20,2 à 23,7)
35 à 54	35,2 (455)	36,6 (34,7 à 38,6)
55 à 64	28,2 (364)	18,7 (17,1 à 20,2)
65 et plus	18,0 (232)	11,4 (10,4 à 12,5)
Niveau de scolarité		
Études secondaires non terminées	27,2 (351)	20,2 (18,5 à 21,8)
Diplôme d'études secondaires	26,2 (339)	21,6 (19,9 à 23,4)
Études postsecondaires	43,4 (561)	58,2 (56,1 à 60,3)
Tabagisme		
Fumeurs quotidiens	65,8 (850)	65,8 (63,6 à 68,0)
Fumeurs occasionnels	0,5 (7)	25,3 (23,3 à 27,2)
Ex-fumeurs récents	33,7 (435)	8,9 (7,6 à 10,3)
Score HSI (fumeurs quotidiens)		
0 ou 1 (faible)	11,2 (92)	32,8 (30,3 à 35,3)
2 ou 3	36,4 (298)	38,3 (35,9 à 40,8)
4 à 6 (élevé)	52,3 (428)	28,8 (26,4 à 31,3)
Nombre de cigarettes fumées (fumeurs quotidiens)	20,6 (ET = 14,2)	15,1 (ET = 8,5)

Abréviations : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; ET, écart-type; HSI, *Heaviness of Smoking Index*; IC, intervalle de confiance.

Remarque : Il est possible que les pourcentages ne totalisent pas 100 en raison de données manquantes (absence de réponse).

niveau de dépendance à la nicotine plus élevé que la population québécoise de fumeurs quotidiens²⁷ (score HSI élevé : 52,3 % contre 28,8 % dans la population). Des 1 292 appelants, 1 272 ont indiqué qu'ils parlaient français. Une comparaison entre les caractéristiques des appelants lors de l'évaluation initiale et les caractéristiques des appelants lors du suivi à 6 mois n'a révélé aucune différence statistiquement significative pour les variables sociodémographiques.

Arrêt du tabagisme

Taux d'arrêt du tabagisme

Lors du suivi à 6 mois, le taux d'abstinence à 30 jours était de 26,7 %. Le taux d'abstinence ponctuelle (c.-à-d. les appelants ayant déclaré être non-fumeurs) était de 29,8 %. Le taux d'abstinence continue à 6 mois (c.-à-d. les appelants ayant déclaré ne pas avoir fumé de cigarette, pas même une bouffée, au cours des 6 derniers mois) était de 18,8 %. Ces taux directs ainsi que

les valeurs selon l'IDT et les valeurs imputées connexes sont présentés dans le tableau 2.

Autres méthodes et aides à l'arrêt du tabagisme utilisées

Un peu plus de trois appelants sur quatre (76,9 %) ont dit avoir utilisé au moins une aide pharmacologique pour arrêter de fumer ou pour ne pas recommencer à fumer. Les aides pharmacologiques à l'arrêt du tabagisme le plus souvent utilisées étaient les timbres de nicotine (47,4 %), suivis des cigarettes électroniques avec nicotine (30,2 %) et des gommes de nicotine (28,3 %). Les autres outils d'aide à l'arrêt du tabagisme mentionnés étaient les pastilles de nicotine (16,4 %), la varénicline (7,3 %), les inhalateurs de nicotine (4,3 %), les vaporisateurs de nicotine (3,6 %) et le bupropion (3,2 %). Près de quatre appelants sur cinq (79,4 %) ont mentionné avoir utilisé au moins une autre méthode de soutien pour les aider à arrêter de fumer, soit du matériel d'information (55,5 %), les services d'un professionnel de la santé (48,2 %) ou d'autres services d'arrêt du tabagisme fournis en vertu de la *Loi concernant la lutte contre le tabagisme* du Québec (52,8 %).

Analyse

Cet article fait état des résultats de la première évaluation de la ligne téléphonique d'arrêt du tabagisme du Québec depuis sa création. Les résultats de l'évaluation montrent que la ligne d'aide pour fumeurs du Québec a permis de rejoindre, sur une période d'un an, 9 fumeurs québécois sur 10 000 en 2014-2015. Comparativement à l'ensemble de la population de fumeurs au Québec, les fumeurs ayant utilisé le service étaient principalement des femmes, des adultes plus âgés (55 ans et plus) et des personnes ayant une scolarité égale ou inférieure au diplôme d'études secondaires. Les résultats en matière d'arrêt du tabagisme, mesurés par le taux d'abstinence continue à six mois, indiquent que 18,8 % (taux direct) des fumeurs québécois ont réussi à arrêter de fumer après avoir eu recours à la ligne d'aide. Ce taux baisse à 7,2 % si on utilise le taux selon l'IDT et il monte à 19,7 % si on utilise le taux imputé.

La portée du traitement est une mesure importante car elle peut donner une idée de l'efficacité avec laquelle une intervention et les campagnes promotionnelles connexes atteignent la population visée¹⁸.

TABEAU 2
Taux d'arrêt du tabagisme directs, taux selon l'IDT et taux imputés pour le taux d'abstinence ponctuelle, le taux d'abstinence ponctuelle à 30 jours et le taux d'abstinence continue à 6 mois lors du suivi à 6 mois pour 1 292 appelants de la ligne téléphonique d'aide à l'arrêt du tabagisme du Québec, octobre 2014 à octobre 2015

	Taux direct (%)	Taux selon l'IDT (%)	Taux imputé (%)
Taux d'abstinence ponctuelle	29,8	11,4	28,4
Taux d'abstinence ponctuelle à 30 jours	26,7	10,2	26,0
Taux d'abstinence continue à 6 mois	18,8	7,2	19,7

Abréviation : IDT, intention de traiter.

Les dernières données indiquent qu'en 2012 les lignes téléphoniques d'aide canadiennes ont joint entre 0,07 % et 1,45 % des fumeurs¹⁴. Ainsi, à 0,09 %, la portée de la ligne d'aide pour fumeurs du Québec pendant l'année d'évaluation se situe dans la fourchette des autres lignes d'aide pour fumeurs au Canada. Cependant, l'utilisation des lignes téléphoniques d'aide au Canada n'est pas aussi élevée qu'aux États-Unis, où elle se situait entre 0,16 % et 4,41 % en 2012¹⁴, et elle est bien inférieure au pourcentage de l'ensemble des adultes fumeurs que les lignes téléphoniques d'aide devraient être en mesure de traiter, soit 6 % selon les estimations des CDC²⁹. Divers facteurs pourraient expliquer la portée accrue de ces lignes d'aide aux États-Unis, en particulier l'offre d'aides pharmacologiques gratuites et les dépenses supérieures destinées aux efforts de promotion et de sensibilisation (aux États-Unis, les dépenses par fumeur sont plus de 10 fois supérieures à celles du Canada). Enfin, dans de nombreux États américains, les lignes d'aide constituent un élément clé des programmes d'arrêt du tabagisme financés par le gouvernement, de telle sorte qu'elles occupent une place centrale dans les stratégies globales de lutte contre le tabagisme³⁴.

Au fil des ans, les chercheurs ont envisagé différentes façons d'augmenter la portée des lignes d'aide. Au Canada, l'impression du numéro sans frais d'une ligne d'aide pour fumeurs sur les paquets de cigarettes en 2012 a permis d'augmenter la portée de la ligne dans l'année initiale, mais cette augmentation a ensuite quelque peu diminué au cours de chacune des années qui ont suivi³⁴. Parmi les autres stratégies susceptibles d'accroître la portée des lignes d'aide figurent les campagnes médiatiques, l'offre d'une thérapie de remplacement de la nicotine sans exiger la participation à des séances de counseling téléphonique, l'ajout de programmes par messagerie texte,

la prestation de programmes d'arrêt du tabagisme en ligne et l'ajout de programmes de soutien par courriel³⁵.

En fait, en raison de l'essor des technologies Internet et mobiles et de leur diffusion, un nombre croissant de nouvelles méthodes novatrices destinées à promouvoir l'arrêt du tabagisme ont récemment été mises au point, que ce soit les services de messagerie texte sur téléphone cellulaire, dont il a été question précédemment, ou les services de soutien comportemental sur Internet. La vaste portée et l'accessibilité de ces méthodes en font des interventions prometteuses¹¹. Certains de ces services ont d'ailleurs été élaborés et intégrés par des lignes d'aide à l'arrêt du tabagisme partout dans le monde¹¹, y compris au Québec, où le programme SMAT a été ajouté aux services d'arrêt du tabagisme déjà en place.

Une comparaison entre les caractéristiques des appelants de notre étude et les données les plus récentes fournies par le NAQC en ce qui concerne les lignes d'aide à l'arrêt du tabagisme aux États-Unis et au Canada¹⁴ montre que les femmes sont surreprésentées chez les utilisateurs non seulement au Québec (56,7 %) mais dans l'ensemble de l'Amérique du Nord (58 % aux États-Unis et 55 % au Canada). L'âge moyen des utilisateurs de la ligne d'aide du Québec était de 50,6 ans, ce qui est plus élevé que l'âge moyen des appelants des lignes d'aide des États-Unis (44,2 ans; pour 52 lignes) et semblable à l'âge moyen des appelants des autres lignes d'aide du Canada (51,1 ans; pour 10 lignes)¹⁴.

Le fait que la ligne d'aide du Québec rejoint moins de fumeurs ayant fait des études postsecondaires que la population générale de fumeurs adultes du Québec (43,4 % contre 58,2 %) semble également caractéristique des lignes d'aide en Amérique du Nord. Les appelants à ces lignes d'aide

qui ont fait des études postsecondaires représentent environ 45 % des appelants aux États-Unis et 39,7 % pour les autres lignes du Canada¹⁴. Ces résultats indiquent que ces lignes d'aide atteignent relativement bien au moins un des groupes qui subissent de façon disproportionnée le fardeau du tabagisme sur leur santé, à savoir les personnes ayant une scolarité égale ou inférieure au diplôme d'études secondaires (53,4 % contre 41,8 % dans la population de fumeurs québécois). Dans l'ensemble, cependant, ces résultats soulignent que des efforts doivent être faits pour atteindre certains segments de la population où les taux de tabagisme sont alarmants, notamment les jeunes hommes adultes.

En ce qui concerne les résultats en matière d'arrêt du tabagisme, les appelants de la ligne d'aide du Québec ont obtenu de meilleurs résultats que l'ensemble des fumeurs de la province : ils présentent un taux d'abstinence continue à six mois de 18,8 %, contre 8,9 % chez les fumeurs adultes du Québec²⁷. De plus, une comparaison des taux d'abstinence à 30 jours montre que le taux de 26,7 % pour ces appelants est comparable au taux de 28,5 % mesuré pour les appelants des lignes d'aide aux États-Unis¹⁴. Ainsi, bien que l'ampleur des taux d'abstinence associés à la ligne d'aide pour fumeurs du Québec soit modérée, ces taux sont comparables à ceux des lignes d'aide en Amérique du Nord.

La combinaison d'une faible portée et de taux d'arrêt modérés indique que le nombre de fumeurs québécois qui bénéficient de la ligne d'aide est, dans l'ensemble, faible. Les services d'aide à l'arrêt du tabagisme sont donc sous-utilisés au Québec (comme dans les autres provinces et surtout en Amérique du Nord), ce qui montre que des améliorations importantes doivent être apportées pour atteindre davantage de fumeurs. En outre, les caractéristiques individuelles des appelants révèlent un niveau d'utilisation variable parmi les populations prioritaires.

Les données probantes indiquent qu'il est primordial de fournir des services de sensibilisation et de traitement de qualité aux fumeurs des populations prioritaires³⁶. Les stratégies visant à atteindre certaines populations spécifiques portent sur la prestation de services d'aide à l'arrêt du tabagisme dans différentes langues, le lancement de

communications de masse en matière de santé comprenant le numéro d'une ligne téléphonique d'aide, l'offre d'aides pharmacologiques gratuites et la création de systèmes de référence destinés aux systèmes et fournisseurs de soins de santé. Parmi les exemples de campagnes promotionnelles adaptées ciblant des populations spécifiques dans leurs efforts de sensibilisation, citons le recours à des messagers de confiance tels que les organisations confessionnelles, les organisations de services communautaires et sociaux, les chefs ou aînés des collectivités, les fournisseurs de soins de santé, les cliniques et les agents de santé communautaire au sein des populations prioritaires. Les partenariats visant à mobiliser de nouveaux alliés peuvent également accroître la portée des lignes d'aide³⁶.

Enfin, pour améliorer leurs services, les lignes d'aide pourraient offrir à leur personnel une formation destinée spécifiquement à certaines populations (comme les personnes qui présentent des problèmes de santé mentale ou des maladies chroniques, les personnes handicapées, les personnes en situation de pauvreté ou d'itinérance, les personnes ayant un faible niveau de scolarité ou appartenant à des groupes ethniques ou à des groupes d'identité sexuelle particuliers) et une formation sur les techniques de counseling adaptées à la culture³⁶. Les recherches en cours sur l'efficacité d'approches novatrices en matière d'arrêt du tabagisme, comme les services de messagerie texte sur téléphone cellulaire et les services de soutien comportemental sur Internet, permettront d'établir si ces méthodes peuvent atteindre les populations mal desservies et à risque élevé.

Forces et limites

La force la plus notable de nos travaux est le fait qu'il s'agit de la première étude d'évaluation de la ligne d'aide du Québec depuis sa création. En suivant les lignes directrices du NAQC sur la portée et l'efficacité des lignes d'aide pour fumeurs, nous avons fait preuve de rigueur méthodologique pour atteindre nos objectifs tout en assurant la comparabilité de notre étude avec d'autres études sur les lignes d'aide menées autre part. Une autre force de notre étude est que nous avons utilisé une procédure d'imputation multiple pour estimer les limites des taux d'arrêt plausibles.

Toutefois, un certain nombre de limites doivent être prises en compte. D'abord, pour déterminer la part du taux d'arrêt attribuable à l'utilisation de la ligne d'aide, il faudrait effectuer une étude randomisée contrôlée ou inclure un groupe de comparaison. Cependant, il est difficile de procéder à une évaluation rigoureuse des services des lignes téléphoniques d'aide, car les fournisseurs de services sont réticents à mener des essais randomisés contrôlés qui exigent de refuser des appelants qui communiquent avec la ligne d'aide pour obtenir du soutien⁷. Ainsi, les chercheurs ont tendance à utiliser des modèles quasi expérimentaux à groupe unique pour évaluer les lignes d'aide en Amérique du Nord et à suivre les lignes directrices du NAQC¹⁸. L'absence de groupe de comparaison dans le modèle quasi expérimental fragilise la validité interne, en particulier du fait des biais d'auto-sélection, d'antécédents et de maturation.

Deuxièmement, la proportion de participants perdus au suivi était de 52 %. Même si ce pourcentage est élevé, il est caractéristique des études sur les lignes d'aide^{37,38} et proche du seuil de 50 % recommandé par le NAQC³⁰.

Troisièmement, bien que la ligne d'aide du Québec offre des services en anglais et en français, les enquêtes de suivi ont été menées uniquement en français. Ainsi, la généralisation des résultats pourrait être limitée, quoique l'effet soit sans doute faible étant donné que seuls 20 des 1 292 fumeurs pour lesquels des données initiales avaient été recueillies ne parlaient pas français.

Conclusion

Au cours des quatre dernières décennies, de plus en plus de données probantes ont étayé l'efficacité de diverses interventions de santé publique visant à lutter contre le tabagisme, comme la taxation, les lois antitabac, la restriction de la commercialisation des produits du tabac, les campagnes médiatiques de masse et l'aide à l'arrêt du tabagisme¹¹. Ces données probantes montrent également l'efficacité des lignes téléphoniques d'aide à l'arrêt du tabagisme⁵, qui font désormais partie intégrante des stratégies provinciales et nationales de lutte contre le tabagisme en Amérique du Nord et ailleurs dans le monde^{6,7}. Le fait que relativement peu de fumeurs utilisent les ressources disponibles en matière d'arrêt du tabagisme,

telles que les lignes téléphoniques dédiées, signifie que la promotion de ces services doit être améliorée, en particulier auprès des segments de la population présentant une prévalence du tabagisme plus élevée. Les lignes d'aide doivent également être adaptées aux besoins spécifiques de ces populations et inclure dans leurs services certaines approches novatrices d'arrêt du tabagisme qui font appel aux technologies Internet et mobiles (p. ex. services de counseling sur Internet, programmes par messagerie texte). Enfin, le succès des mesures d'aide à l'arrêt du tabagisme est intimement lié aux dépenses effectuées, ce qui renforce la nécessité d'augmenter le financement accordé aux lignes d'aide à des niveaux correspondant aux objectifs provinciaux en matière d'arrêt du tabagisme³⁹ et de les intégrer à une stratégie globale de lutte contre le tabagisme.

Remerciements

L'évaluation du programme qui fait l'objet de cet article a été réalisée dans le cadre d'une étude d'assurance de la qualité et d'amélioration de la qualité financée par le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec; il n'a pas été nécessaire de la soumettre à un examen déontologique.

Conflits d'intérêts

Les auteurs étaient tous employés par l'Institut national de santé publique du Québec au moment de la collecte des données. Ils déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts.

Contributions des auteurs et avis

CS a contribué à la conception de l'étude, à l'administration du projet, à l'acquisition, à l'analyse et à l'interprétation des données ainsi qu'à la rédaction de la version initiale de l'article. BL a contribué à l'analyse et à l'interprétation des données ainsi qu'à la rédaction de la version initiale. EL a contribué à l'analyse et à l'interprétation des données ainsi qu'à la révision et à la correction de la version initiale.

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

Références

- World Health Organization. WHO global report on mortality attributable to tobacco. Geneva (CH): World Health Organization; 2012. En ligne à : <https://apps.who.int/iris/handle/10665/44815>
- World Health Organization. WHO report on the global tobacco epidemic, 2015: raising taxes on tobacco. Geneva (CH): World Health Organization; 2015. En ligne à : https://www.who.int/tobacco/global_report/2015/en/
- Reid JL, Hammond D, Rynard VL, Burkhalter R. Tobacco use in Canada: patterns and trends, 2015 edition. Waterloo (ON): Propel Centre for Population Health Impact, University of Waterloo; 2015. En ligne à : <https://uwaterloo.ca/tobacco-use-canada/tobacco-use-canada-patterns-and-trends-2015-edition>
- Burns EK, Deaton EA, Levinson AH. Rates and reasons: disparities in low intentions to use a state smoking cessation quitline. *Am J Health Promot.* 2011;25(5 Suppl):S59-S65. <https://doi.org/10.4278/ajhp.100611-QUAN-183>
- Matkin W, Ordonez-Mena JM, Hartmann-Boyce J. Telephone counselling for smoking cessation. *Cochrane Database Syst Rev.* 2019;5:CD002850. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD002850.pub4>
- McAfee T. Quitlines: a tool for research and dissemination of evidence-based cessation practices. *Am J Prev Med.* 2007;33(6 Suppl. 1):S357-S367. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2007.09.011>
- Stead LF, Hartmann-Boyce J, Perera R, Lancaster T. Telephone counselling for smoking cessation. *Cochrane Database Syst Rev.* 2013;8:CD002850. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD002850.pub3>
- Owen L. Impact of a telephone helpline for smokers who called during a mass media campaign. *Tob Control.* 2000;9(2):148-154. <https://doi.org/10.1136/tc.9.2.148>
- Nohlert E, Ohrvik J, Helgason AR. Effectiveness of proactive and reactive services at the Swedish National Tobacco Quitline in a randomized trial. *Tob Induc Dis.* 2014;12(1):9. <https://doi.org/10.1186/1617-9625-12-9>
- Schünemann H, Brożek J, Guyatt G, Oxman A, rédacteurs. [Internet]. GRADE handbook: handbook for grading quality evidence and the strength of recommendations using the GRADE approach. Hamilton (ON): McMaster University; mise à jour 2013 [consultation le 31 mars 2021]. <https://gdt.gradepro.org/app/handbook/handbook.html>
- U.S. National Cancer Institute, World Health Organization. The economics of tobacco and tobacco control. Bethesda (MD): U.S. Department of Health and Human Services, National Institutes of Health, National Cancer Institute; and Geneva (CH): World Health Organization; 2016. National Cancer Institute Tobacco Control Monograph : n° 21. En ligne à : <http://cancercontrol.cancer.gov/brp/tcrb/monographs/21/index.html>
- McAlister AL, Rabius V, Geiger A, Glynn TJ, Huang P, Todd R. Telephone assistance for smoking cessation: one year cost effectiveness estimations. *Tob Control.* 2004;13(1):85-86. <https://doi.org/10.1136/tc.2003.004515>
- Rudie M, editor. NAQC FY2018 Annual Survey: progress update on state quitlines. Slide deck for FY2018 Annual Survey data presentation webinar, 2019. Phoenix (AZ): North American Quitline Consortium; 2019. En ligne à : https://cdn.ymaws.com/www.naquitline.org/resource/resmgr/2018_survey/NAQC_FY2018_Annual_Survey_Da.pdf
- Saul J, Davis R, NAQC Annual Survey Workgroup. Results from the 2011 NAQC Annual Survey of Quitlines. Slide deck for FY2011 Annual Survey data presentation webinar, 2012. Phoenix (AZ): North American Quitline Consortium; 2012. En ligne à : https://cdn.ymaws.com/www.naquitline.org/resource/resmgr/2011_survey/naqc_2011_final_report_final.pdf
- Prochaska JO, Velicer WF. The trans-theoretical model of health behavior change. *Am J Health Promot.* 1997;12(1):38-48. <https://doi.org/10.4278/0890-1171-12.1.38>
- DiClemente CC, Prochaska JO, Fairhurst SK, Velicer WF, Velasquez MM, Rossi JS. The process of smoking cessation: an analysis of precontemplation, contemplation, and preparation stages of change. *J Consult Clin Psych.* 1991;59(2):295-304. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.59.2.295>
- Soria R, Legido A, Escolano C, López Yeste A, Montoya J. A randomised controlled trial of motivational interviewing for smoking cessation. *Br J Gen Pract.* 2006;56(531):768-774.
- North American Quitline Consortium. Measuring reach of quitline programs [NAQC Issue Paper]. Phoenix (AZ): North American Quitline Consortium; 2009. En ligne à : https://cdn.ymaws.com/www.naquitline.org/resource/resmgr/docs/naqc_issuepaper_measuringrea.pdf
- Hughes JR, Keely JP, Niaura RS, Ossip-Klein DJ, Richmond RL, Swan GE. Measures of abstinence in clinical trials: issues and recommendations. *Nicotine Tob Res.* 2003;5(1):13-25. Erratum in: *Nicotine Tob Res.* 2003;5(4):603.
- Centers for Disease Control and Prevention, US Dept of Health and Human Services. Conducting quitline evaluations: a workbook for tobacco control professionals. Atlanta (GA): Centers for Disease Control and Prevention; 2015. En ligne à : https://www.cdc.gov/tobacco/stateandcommunity/tobacco_control_programs/surveillance_evaluation/quitline-workbook/pdfs/conducting-quitline-evaluations-508tagged.pdf
- North American Quitline Consortium. MDS for evaluating quitlines—technical documents [Internet]. Phoenix (AZ): North American Quitline Consortium; [date inconnue; consultation le 3 mars 2021]. En ligne à : <https://www.naquitline.org/page/technical>

22. Campbell HS, Ossip-Klein D, Bailey L, Saul JE. Minimal dataset for quitlines: a best practice. *Tob Control*. 2007;16(Suppl 1):i16-i20. <https://doi.org/10.1136/tc.2007.019976>
23. U.S. Department of Health and Human services, Centers for Disease Control and Prevention. Telephone quitlines: a resource for development, implementation, and evaluation. Atlanta (GA): U.S. Department of Health and Human services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health; 2004. En ligne à : https://www.cdc.gov/tobacco/quit_smoking/cessation/quitlines/pdfs/quitlines.pdf
24. North American Quitline Consortium. Minimal data set [Internet]. Phoenix (AZ): North American Quitline Consortium; [date inconnue; consultation le 3 mars 2021]. En ligne à : <https://www.naquitline.org/page/mds>
25. Hummel K, Candel MJ, Nagelhout GE, et al. Construct and predictive validity of three measures of intention to quit smoking: findings from the International Tobacco Control (ITC) Netherlands Survey. *Nicotine Tob Res*. 2018;20(9):1101-1108. <https://doi.org/10.1093/ntr/ntx092>
26. Heatherton TK, Kozlowski LT, Frecker RC, Rickert W, Robinson J. Measuring the heaviness of smoking: using self-reported time to the first cigarette of the day and number of cigarettes smoked per day. *Brit J Addict*. 1989; 84(7):791-799. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1989.tb03059.x>
27. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Fichier de microdonnées à grande diffusion, 2015-2016. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada, 2017. [No de catalogue : 82M0013X].
28. Velicer WF, Prochaska JO, Rossi JS, Snow MG. Assessing outcome in smoking cessation studies. *Psychol Bull*. 1992;111(1):23-41. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.1.23>
29. Centers for Disease Control and Prevention. Best practices for comprehensive tobacco control programs—2014. Atlanta (GA): U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health, 2014. En ligne à : https://www.cdc.gov/tobacco/stateandcommunity/best_practices/pdfs/2014/comprehensive.pdf
30. North American Quitline Consortium. Calculating quit rates, 2015 update [NAQC issue paper]. Phoenix (AZ): North American Quitline Consortium; 2015. En ligne à : https://cdn.ymaws.com/www.naquitline.org/resource/resmgr/Issue_Papers/WhitePaper2015QRUpdate.pdf
31. North American Quitline Consortium. NAQC-recommended quality standard: measuring quit rates [Internet]. Phoenix (AZ): North American Quitline Consortium; c 2009. Recommended quality standard: measuring quit rates. 2009. En ligne à : <https://www.naquitline.org/page/ImpQR#surveymode>
32. van Buuren S, Groothuis-Oudshoorn K. mice: Multivariate imputation by chained equations in R. *J Stat Softw*. 2011;45(3):1-67. <https://doi.org/10.18637/jss.v045.i03>
33. Graham JW. Missing data analysis: making it work in the real world. *Annu Rev Psychol*. 2009;60:549-576. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.58.110405.085530>
34. Bureau de la vérification et de l'évaluation, Santé Canada et Agence de la santé publique du Canada. Évaluation de la Stratégie fédérale de lutte contre le tabagisme 2012-2013 à 2015-2016. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2017. En ligne à : <https://www.canada.ca/content/dam/hc-sc/documents/corporate/transparency/corporate-management-reporting/evaluation/2012-2013-2015-2016-federal-tobacco-control-strategy/2012-2013-2015-2016-federal-tobacco-control-strategy-fra.pdf>
35. Keller PA, Lien RK, Beebe LA, et al. Replicating state quitline innovations to increase reach: findings from three states. *BMC Public Health*. 2020;20:7. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-8104-3>
36. North American Quitline Consortium. A promising practices report: Quitlines and priority populations—an update on our progress to reach and serve those most impacted by tobacco's harm. Phoenix (AZ): North American Quitline Consortium; 2016. En ligne à : <https://cdn.ymaws.com/www.naquitline.org/resource/resmgr/links/QuitlinesandPriorityPopulati.pdf>
37. Nair US, Reikowsky RC, Allen AM, Bell ML. Quitline program utilization and cessation outcomes: a comparison of provider-referred clients by healthcare settings. *Prev Med Rep*. 2019;14:100863. <https://doi.org/10.1016/j.pmedr.2019.100863>
38. Hammal F, Chappell A, Pohoreski K, Finegan BA. Expanding the reach of the quitline by engaging volunteers to market it in hospitals and shopping venues – a pilot study. *Tob Induc Dis*. 2015;13:13. <https://doi.org/10.1186/s12971-015-0040-0>
39. Saul JE, Bonito JA, Provan K, Ruppel E, Leischow SJ. Implementation of tobacco cessation quitline practices in the United States and Canada. *Am J Public Health*. 2014;104(10):e98-e105. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2014.302074>

Aperçu

Couverture de la population dans le Système canadien de surveillance des maladies chroniques : enquête sur le contenu des registres d'assurance-maladie au Canada

Naomi C. Hamm, M. Sc. (1); Cynthia Robitaille, M. Sc. (2); Joellyn Ellison, M.S.P. (2); Siobhan O'Donnell, M. Sc. (2); Louise McRae, B. Sc. (2); Kimberley Hutchings, M. Sc. (2); Louis Rochette, M. Sc. (3); Karen A.M. Phillips, D.M.V. (4); Mahmoud Azimae, B. Sc. (5); MaryRose Stang, Ph. D. (6); Rolf Puchtinger, M.A. (6); Megan McCallum, MSP (7); Aijun Yang, M. Sc. (8); Josh Squires, B. Sc. (9); Yue Liu, M. Ing. (10); Lawrence W. Svenson, Ph. D. (11,12,13); Faisal Shibley, B. Sc. (14); Aakash Amatya, M. Sc. (14); Bin Zhang, Ph. D. (15); James Ayles, B. Sc. (15); Lisa M. Lix, Ph. D. (1)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. Les registres d'assurance-maladie, qui recueillent des renseignements sur la couverture et certaines caractéristiques des individus à l'échelle de larges populations, sont précieux pour la surveillance de la santé de la population et de la recherche fondée sur l'utilisation de données administratives. Le fait que les données des registres des provinces et des territoires du Canada ne soient pas normalisées est susceptible de nuire à la comparabilité des mesures de surveillance. Nous avons évalué le contenu des registres d'assurance-maladie au Canada afin de décrire les populations couvertes et de relever les similitudes et les différences entre les registres.

Méthodologie. L'équipe de l'étude et des représentants de l'Agence de la santé publique du Canada ont élaboré une enquête sur les caractéristiques individuelles et les données sur la population recueillies dans les registres d'assurance-maladie. Les réponses des informateurs clés des provinces et territoires qui ont répondu à l'enquête ont été analysées de façon descriptive.

Résultats. Toutes les provinces ont répondu à l'enquête et les Territoires du Nord-Ouest ont fourni des réponses partielles. Certaines caractéristiques individuelles figurant dans les registres d'assurance-maladie (l'adresse principale, la date de naissance et le sexe) sont saisies dans toutes les provinces et tous les territoires. Les données disponibles sur les liens de parenté, l'origine ethnique et le statut socioéconomique sont variables selon les provinces et territoires, tout comme les dates de début et de fin de couverture et la fréquence de mise à jour du registre. L'information sur des populations particulières, comme les membres des Premières Nations, est saisie dans certaines provinces et certains territoires seulement.

Suite à la page suivante

Points saillants

- Tous les registres canadiens de déclaration de l'assurance-maladie contiennent des données remontant au moins à 1996. La première année pour laquelle des données sont disponibles est 1968, en Saskatchewan.
- Certaines données fournies par le registre, comme la modification de la couverture, l'adresse principale, la date de naissance et le sexe des individus, sont uniformes dans toutes les administrations déclarantes. D'autres caractéristiques, telles que l'information sur les relations familiales, le statut socioéconomique et d'autres données sur les individus, sont variables.
- Les différences entre les registres d'assurance-maladie canadiens permettent d'effectuer des comparaisons entre les populations couvertes par les régimes d'assurance-maladie provinciaux et territoriaux. La création d'un cadre de données harmonisé serait, quant à elle, utile aux stratégies de surveillance nationales et aux études intergouvernementales.

Rattachement des auteurs :

1. Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
2. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
3. Bureau d'information et d'études en santé des populations, Institut national de santé publique du Québec, Montréal (Québec), Canada
4. Bureau de l'administrateur en chef de la santé publique, ministère de la Santé et du Bien-être de l'Île-du-Prince-Édouard, Charlottetown (Île-du-Prince-Édouard), Canada
5. Data Quality and Information Management, ICES, Toronto (Ontario), Canada
6. Direction générale de la santé de la population, ministère de la santé de la Saskatchewan, Regina (Saskatchewan), Canada
7. Gouvernement des Territoires du Nord-Ouest, Yellowknife (Territoires du Nord-Ouest), Canada
8. Ministère de la Santé de la Colombie-Britannique, Victoria (Colombie-Britannique), Canada
9. Services de données et d'information, Centre d'information sur la santé de Terre-Neuve-et-Labrador, St. John's (Terre-Neuve-et-Labrador), Canada
10. Ministère de la Santé et du Bien-être de la Nouvelle-Écosse, Halifax (Nouvelle-Écosse), Canada
11. Analytics and Performance Reporting, Alberta Health, Edmonton (Alberta), Canada
12. Division de la médecine préventive, École de santé publique, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta), Canada
13. Département des sciences de la santé communautaire, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada
14. Ministère de la Santé, des Aînés et de la Vie active, gouvernement du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
15. Ministère de la Santé du Nouveau-Brunswick, Fredericton (Nouveau-Brunswick), Canada

Correspondance : Lisa M. Lix, Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba, S113-750, avenue Bannatyne, Winnipeg (Manitoba) R3E 0W3; tél. : 204-789-3573; téléc. : 204-789-3905; courriel : lisa.lix@umanitoba.ca

Conclusion. Les registres d'assurance-maladie constituent une riche source d'information sur les populations assurées des provinces et des territoires. Cependant, l'hétérogénéité des données peut avoir un impact sur les personnes incluses et exclues dans les estimations de surveillance de la population produites à partir de données administratives sur la santé. L'élaboration d'un cadre de données harmonisé favoriserait l'obtention de résultats comparables et à jour en matière de recherche et de surveillance de la santé de la population dans le cadre d'études intergouvernementales.

Mots-clés : *registres d'assurance-maladie, données administratives sur la santé, identificateurs de population.*

Introduction

Les données administratives sur la santé sont recueillies à l'origine à des fins de gestion et de surveillance du système de soins de santé. Cependant, elles sont aussi souvent utilisées pour mesurer et décrire la santé de la population à l'échelle du Canada¹⁻⁷ car elles sont recueillies régulièrement, qu'il est peu coûteux de les utiliser et qu'elles couvrent presque toute la population. Les données administratives sur la santé sont les demandes de paiement des médecins, les ordonnances de médicaments et les registres d'assurance-maladie⁸. Les registres d'assurance-maladie sont précieux à la fois pour la surveillance à l'échelle des populations et pour les études de recherche au Canada, car ils contiennent des données sur les populations provinciales et territoriales admissibles aux services de santé financés par l'État⁹. Il est essentiel de comprendre quelles populations sont inscrites dans les registres d'assurance-maladie et quelles données sont recueillies sur ces populations afin d'être capable de comparer les mesures de santé entre provinces et territoires et au fil du temps et de déterminer si ces comparaisons sont généralisables.

Au Canada, la couverture des soins de santé relève principalement des provinces et territoires¹⁰. Il n'existe aucune norme sur la façon dont les données des registres d'assurance-maladie sont recueillies et codées, ni sur la façon dont les différentes populations, dont celles couvertes par l'assurance-maladie fédérale, sont identifiées

dans les fichiers des registres. Les différences entre registres d'assurance-maladie au Canada sont susceptibles d'entraîner des difficultés lors des comparaisons dans les études de surveillance et de recherche.

Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques (SCSMC) est un réseau appuyé par l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) qui vise à favoriser l'utilisation des données administratives canadiennes sur la santé pour surveiller des maladies chroniques et qui vise également à contribuer à la planification des soins de santé ainsi que les politiques et les programmes de santé⁸. Par l'entremise du SCSMC, les provinces et territoires transmettent à l'ASPC des données agrégées tirées des bases de données administratives sur la santé, qui sont ensuite utilisées pour produire des estimations nationales et des tendances au fil du temps pour plus de vingt maladies et affections chroniques. L'hétérogénéité des données contenues dans les registres d'assurance-maladie risque d'avoir un impact sur les personnes incluses dans les estimations du SCSMC et celles qui en sont exclues. Elle a également des répercussions sur les provinces et territoires dans leurs recherches en santé de sous-populations particulières (par exemple les membres des Premières Nations) ainsi que dans les activités de surveillance à cet égard.

Peu de recherches ont été menées sur les données des registres d'assurance-maladie des provinces et territoires canadiens. Les rares études disponibles portent principalement sur les registres de l'assurance-maladie d'une province ou d'un territoire spécifique. Deux études portent sur le registre de l'assurance-maladie du Manitoba^{9,11} et une autre décrit brièvement le registre du Québec dans le cadre du Système intégré de surveillance des maladies chroniques de cette province⁵. Les études qui portent sur plusieurs provinces et territoires se limitent à des examens, aucune comparaison directe n'ayant été faite entre provinces et territoires^{12,13}. Des détails à propos de l'information disponible sur les populations et le fait de savoir quelles personnes sont incluses dans les registres d'assurance-maladie fondés sur la population et quelles sont celles qui en sont exclues pourraient (1) améliorer notre compréhension des estimations de la surveillance produites à partir des données du SCSMC et (2) préciser les utilisations potentielles des données des registres

pour la description de sous-populations particulières.

Cette étude a donc pour objet d'évaluer les données des registres d'assurance-maladie des provinces et territoires canadiens. Elle vise à décrire les populations couvertes et à relever les similitudes et les différences entre les registres.

Méthodologie

Les données ont été recueillies à l'aide d'une enquête que l'équipe du projet a élaborée en collaboration avec des experts en contenu et des conseillers de l'ASPC. De plus, l'équipe du projet a reçu les commentaires du personnel de recherche du Centre d'élaboration de la politique des soins de santé du Manitoba, qui a déjà travaillé avec les données de population d'un registre d'assurance-maladie. L'enquête comprenait cinq sections : (1) les renseignements généraux (c.-à-d. la province ou le territoire), (2) la couverture temporelle des données, (3) les dates de début et de fin de la couverture des résidents de la province ou du territoire, (4) les caractéristiques individuelles consignées dans le registre et (5) l'information disponible sur la population. L'ASPC a approuvé l'ébauche finale de l'enquête avant qu'elle ne soit distribuée. Il est possible d'obtenir un exemplaire de l'enquête sur demande.

L'équipe du projet, avec l'aide de l'ASPC, a dressé une liste d'informateurs clés pour chaque province et territoire. Ces informateurs ont été ciblés principalement parmi les membres du Comité scientifique du SCSMC et du Groupe de travail sur la qualité des données. Nous avons communiqué avec des informateurs qui occupaient des postes exigeant de travailler avec des données administratives, car ces derniers étaient les plus susceptibles de connaître les données des registres de leur province ou territoire. Dans les cas où deux personnes-ressources possédant une expertise semblable étaient disponibles, nous avons communiqué avec les deux.

L'équipe du projet a envoyé le questionnaire d'enquête par courriel aux principaux répondants en avril 2019. Ces derniers disposaient d'une semaine pour y répondre, avec extension de délai au besoin. Les informateurs clés pouvaient, en cas de besoin, consulter d'autres experts de leur province ou territoire afin de répondre à l'enquête et, s'ils ne pouvaient pas y répondre, ils étaient invités à recommander

un autre informateur. L'équipe du projet a effectué des suivis par téléphone et par courriel afin de préciser les réponses lorsque c'était nécessaire.

Cette étude a été menée hors de l'Université du Manitoba. Il n'a pas été nécessaire d'obtenir l'approbation éthique de la recherche, car les données recueillies portaient sur le contenu du registre de l'assurance-maladie et non sur des participants humains¹⁴.

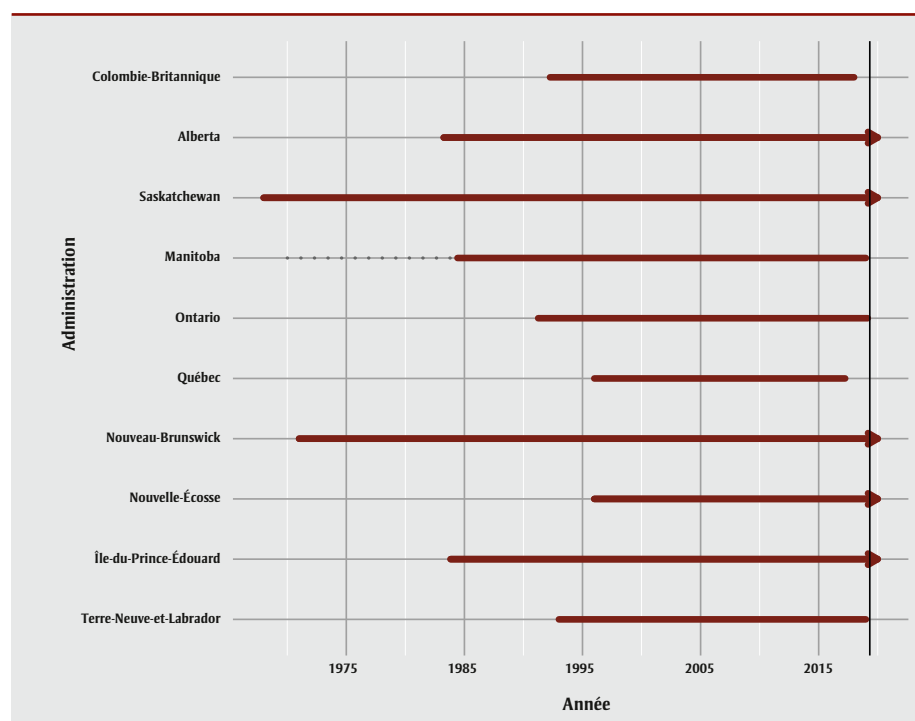
Résultats

Treize informateurs clés des dix provinces ont répondu à l'enquête (deux pour la Saskatchewan, le Manitoba et le Nouveau-Brunswick) et un informateur clé des Territoires du Nord-Ouest a fourni des renseignements, limités. Lorsque deux informateurs clés ont été consultés, ils ont collaboré pour répondre à un seul questionnaire d'enquête, qui a été renvoyé aux chercheurs de l'étude. Aucune réponse à l'enquête n'a été reçue du Yukon ou du Nunavut, car personne n'avait l'expertise nécessaire (la connaissance des données du registre) pour répondre aux questions. Les informateurs clés étaient des employés des ministères de la Santé provinciaux et des experts associés à des dépôts de données de recherche sur la population, comme l'ICES. La Saskatchewan et l'Île-du-Prince-Édouard ont toutes deux mentionné que le personnel responsable du registre avait été consulté pour répondre à l'enquête.

Couverture temporelle des données

Les données sur la couverture temporelle des registres d'assurance-maladie sont présentées figure 1. La première année pour laquelle des données sont disponibles est 1968, en Saskatchewan. Bien que l'informateur clé du Manitoba ait indiqué que la première année de disponibilité des données était 1984, d'autres sources publiées indiquent que les données du registre d'assurance-maladie de cette province remontent à 1970^{9,15}. Cependant, il est probable que l'information de ces premières années ne soit pas accessible à tous les utilisateurs de données et soit difficile à utiliser lors de la production de rapports sur la surveillance et la recherche. Toutes les provinces ont précisé que des « instantanés » de leurs registres (c'est-à-dire un fichier permettant de conserver les données du registre à un

FIGURE 1
Périodes pour lesquelles des données sont disponibles dans le registre d'assurance-maladie canadien de chaque administration participante (à l'exception des Territoires du Nord-Ouest)



Remarques : Les flèches indiquent que les données du registre sont mises à jour quotidiennement ou hebdomadairement et que les données sont disponibles à compter de la dernière mise à jour. La ligne grise pointillée indique que les données disponibles peuvent être limitées. La ligne noire verticale indique la date de réalisation de l'enquête (c'est-à-dire avril 2019). Les périodes de disponibilité des données indiquées sont à jour en date de la réponse à l'enquête (mai 2019); des mises à jour peuvent être disponibles après cette date.

moment précis) sont régulièrement enregistrés et archivés.

Début et fin de la couverture

Le tableau 1 rassemble les réponses fournies pour les dates de début et de fin de couverture d'assurance-maladie des individus. On a observé une hétérogénéité parmi les administrations déclarantes en matière de saisie des données sur la mobilité des résidents couverts par l'assurance-maladie, c'est-à-dire l'endroit où une personne a déménagé lorsqu'elle a quitté une province ou un territoire et l'endroit d'où elle provenait lorsqu'elle est arrivée dans une province ou un territoire. Dans la plupart des provinces et territoires, les individus sont ajoutés au registre trois mois après leur arrivée et la fin de leur couverture est consignée trois mois après leur départ. Les délais d'inscription au registre et de consignation de fin de couverture varient également d'une province ou d'un territoire à l'autre dans les cas de naissance et de décès. Une grande diversité a été constatée dans les codes d'annulation de fin de couverture (personne

décédée, départ du pays, dossier en double, etc.) fournis par les informateurs clés et seule la province de l'Ontario a indiqué qu'aucun code de fin de couverture n'était disponible. Bien que des contrôles de qualité des données pour le début et la fin de couverture aient été mis en œuvre dans un certain nombre de provinces (Colombie-Britannique, Alberta, Saskatchewan, Ontario, Québec, Nouvelle-Écosse et Terre-Neuve-et-Labrador), les informateurs clés ne disposaient pas toujours d'information sur les processus d'évaluation de la qualité des données ou n'ont pas mentionné que des évaluations en avaient été entreprises.

Caractéristiques de la population et attributs saisis

Toutes les administrations déclarantes ont mentionné que leurs registres contenaient l'adresse principale, la date de naissance et le sexe des résidents assurés (tableau 2).

L'Alberta, la Saskatchewan, le Manitoba, le Nouveau-Brunswick et les Territoires du Nord-Ouest ont fait état d'un identificateur

TABLEAU 1
Début et fin des renseignements sur la couverture individuelle dans les registres provinciaux et territoriaux de l'assurance-maladie, Canada, 2019

Début et fin de la couverture	Colombie-Britannique	Alberta	Saskatchewan	Manitoba	Ontario	Québec	Nouveau-Brunswick	Nouvelle-Écosse	Île-du-Prince-Édouard	Terre-Neuve-et-Labrador	Territoires du Nord-Ouest
Pour les résidents qui emménagent dans la province ou le territoire											
Lieu de départ de la personne	Non	Oui	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui, si au Canada	ND
Temps écoulé après le déménagement avant que les nouveaux arrivants (du Canada) soient ajoutés au registre ^a	3 mois	Nouveaux arrivants ajoutés immédiatement, mais doivent vivre en Alberta pendant 3 mois avant d'être admissibles	3 mois (c.-à-d. le premier jour du troisième mois suivant l'arrivée)	Nouveaux arrivants ajoutés une fois la demande présentée, mais doivent vivre au Manitoba pendant 3 mois (c.-à-d. le premier jour du troisième mois complet) avant d'être admissibles ^b	3 mois	3 mois	90 jours	3 mois	3 mois	3 mois	ND
Temps écoulé entre le déménagement et l'inscription des immigrants au registre	3 mois	Variable	Variable	Incertain	3 mois	3 mois	90 jours ^c	Date d'arrivée	Premier jour d'arrivée ou premier jour d'octroi de la résidence permanente, selon la dernière de ces deux dates	Date d'arrivée	ND
Pour les résidents qui quittent la province ou le territoire :											
Endroit où la personne a déménagé	Non	Oui	Oui, si au Canada	Oui	Non	Non	Oui, si au Canada	Oui	Oui, si au Canada	Non	ND
Temps écoulé après le déménagement avant que la fin de la couverture des résidents ne soit signalée ^a	Jusqu'à ce que les résidents soumettent une demande d'annulation	Lorsque la couverture commence dans la nouvelle province, OU le jour où ils quittent le pays	3 mois (c.-à-d. couvert pour le reste du mois du départ plus 2 mois supplémentaires)	3 mois (c.-à-d. couvert pour le reste du mois du départ plus 2 mois supplémentaires) pour les citoyens canadiens et les résidents permanents. Jour du déménagement permanent pour les titulaires de permis de travail et d'études	Les données ne sont pas claires à ce sujet	3 mois	Lorsque la couverture commence dans la nouvelle province OU lorsqu'on avise l'assurance-maladie du N.-B. que la personne a quitté le pays	3 mois	Le jour précédant le début de la couverture dans la nouvelle province	3 mois	ND

Suite à la page suivante

TABLEAU 1 (suite)
Début et fin des renseignements sur la couverture individuelle dans les registres provinciaux et territoriaux de l'assurance-maladie, Canada, 2019

Début et fin de la couverture	Colombie-Britannique	Alberta	Saskatchewan	Manitoba	Ontario	Québec	Nouveau-Brunswick	Nouvelle-Écosse	Île-du-Prince-Édouard	Terre-Neuve-et-Labrador	Territoires du Nord-Ouest
Pour les naissances et les décès :											
Temps écoulé après la naissance avant l'ajout au registre	Avant 2008 : variable Après 2008 : immédiatement	Dans un délai de 24 heures	Immédiatement en date de 1998	Incertain	3 mois	De 2 à 5 mois	Jusqu'à ce que le parent soumette le formulaire d'inscription dûment rempli	Généralement dans les 10 jours ouvrables	De 24 à 48 heures	Jusqu'à ce que le parent soumette le formulaire d'inscription dûment rempli	ND
Temps écoulé après le décès avant la consignation du décès dans le registre	Incertain	Variable	Variable	Incertain	Jusqu'à 3 mois	Incertain	Les nouveaux décès sont consignés quotidiennement, mais seront confirmés par le rapport bimensuel des statistiques de l'état civil	Variable	De 24 à 48 heures	Généralement un jour après le décès	ND
Descriptions utilisées pour indiquer la fin de couverture dans les données du registre, telles que fournies par l'informateur	Décédé Annulation de la couverture du groupe Permis temporaire expiré Non participant A quitté la province A quitté le pays	Décédé Forces armées Pénitencier fédéral Résident illégal Ajouté par erreur Fraude Résidence remise en question – politique de bonne foi Non participant au RAMA Double inscription A quitté l'Alb. – couverture normale étendue A quitté l'Alb. – comprend le temps de déplacement	Décédé Forces armées canadiennes Incarcéré dans un établissement fédéral Retour du courrier et adresse actuelle inconnue A quitté la province	Décédé Militaire/GRC Détenu d'un établissement fédéral Inscrit par erreur Impossible à retrouver Duplicata du NIMP Couverture annulée – n° d'inscription demandé Non-résident Autre (garde inconnue – personne à charge mineure) Résident temporaire/non Canadien Adopté A quitté la province – lieu inconnu A quitté la province – T.-N.-L.	Aucune raison donnée pour la fin de la couverture ^d	Fin de l'admissibilité Annulation de l'assurance-maladie	Décédé Non-respect Adopté A quitté la province A quitté le pays À déterminer	Décédé, confirmé par les statistiques de l'état civil Décédé, famille avertie Fin de l'admissibilité Temporairement absent Fin du statut d'étudiant Fin de l'emploi Fin de l'admissibilité en raison de l'âge (soins dentaire) A quitté la N.-É. (nouvelle province avisée) A quitté la N.-É. (demande de paiement) A quitté la N.-É. (correspondance) A quitté la N.-É. (téléphone)	Décédé Gouvernement fédéral Pénitencier fédéral A quitté la province	Décédé Non admissible à la couverture, ou Forces armées Fin de la couverture néonatale Permis de travail expiré Visa d'étudiant expiré Permis de séjour expiré Permis du ministre expiré Documents d'immigration expirés Documents de réfugié expirés Enfant de parents immigrants	Transféré aux Forces armées Employé par la GRC Division des T.N.-O./création du Nunavut, avril 1999 Visa expiré Double inscription Année d'inscription trop vieille ^e Adresse inconnue - déménagé Inscrit par erreur Immigrant Date d'expiration de la carte du régime de soins de santé

Suite à la page suivante

TABLEAU 1 (suite)
Début et fin des renseignements sur la couverture individuelle dans les registres provinciaux et territoriaux de l'assurance-maladie, Canada, 2019

Début et fin de la couverture	Colombie-Britannique	Alberta	Saskatchewan	Manitoba	Ontario	Québec	Nouveau-Brunswick	Nouvelle-Écosse	Île-du-Prince-Édouard	Terre-Neuve-et-Labrador	Territoires du Nord-Ouest
		A quitté l'Alb. – circonstances inconnues		A quitté la province – Î.-P.-É.						Couverture à l'extérieur de la province	A omis de renouveler
		A quitté l'Alb. – notifié par un autre bureau de santé provincial		A quitté la province – N.-B.						Inactif	Carte du régime de soins de santé non réclamée/ courrier non livrable
		A quitté le Canada		A quitté la province – N.-É.						A quitté la province	Libération d'un détenu des T.N.-O.
		A quitté le Canada – trois mois maximum		A quitté la province – Qc.						A quitté la province et relève des services sociaux	Couverture suspendue
		A quitté le Canada – couverture prolongée d'un mois		A quitté la province – Ont.							Boîte postale fermée
		A quitté le Canada – couverture prolongée d'un mois		A quitté la province – Sask.							Adresse incomplète
		A quitté le Canada – couverture prolongée de 3 mois		A quitté la province – Alb.							Adresse inexistante
		Autre		A quitté la province – C.-B.							
				A quitté la province – Yn							
				A quitté la province – T.N.-O.							
				A quitté la province – Nt							
				A quitté la province – États-Unis							
				A quitté la province – autre pays							

Abbréviations : Alb., Alberta; C.-B., Colombie-Britannique; GRC, Gendarmerie royale du Canada; Î.-P.-É., Île-du-Prince-Édouard; N.-B., Nouveau-Brunswick; ND, non déclaré; N.-É., Nouvelle-Écosse; Nt, Nunavut; Ont, Ontario; NIMP, numéro d'identification médical personnel; Qc, Québec; RAMA, Régime d'assurance-maladie de l'Alberta; Sask., Saskatchewan; T.-N.-L., Terre-Neuve-et-Labrador; T.N.-O., Territoires du Nord-Ouest; Yn, Territoire du Yukon.

^a Les critères concernant le délai de « 3 mois » varient selon les provinces et les territoires. Des précisions ont été ajoutées lorsque les provinces et les territoires ont fourni des renseignements.

^b Citoyens canadiens et résidents permanents. Pour les titulaires de permis de travail et leurs personnes à charge qui arrivent au Manitoba en provenance d'une autre province ou d'un autre territoire canadien, la couverture commence à leur date d'arrivée s'ils fournissent une preuve de la date d'arrivée.

^c Date d'arrivée des réfugiés.

^d Les codes de fin de couverture sont saisis par le ministère de la Santé de l'Ontario, mais ne sont pas à la disposition des détenteurs de données de recherche à l'ICES.

^e Aucune activité dans le cadre du régime d'assurance-maladie.

^f L'année d'inscription indique que la couverture des soins de santé a expiré.

TABLEAU 2
Caractéristiques de la population et attributs saisis dans les registres provinciaux et territoriaux de l'assurance-maladie, Canada, 2019

Caractéristiques de la population	Colombie-Britannique ^a	Alberta	Saskatchewan	Manitoba	Ontario ^b	Québec	Nouveau-Brunswick ^c	Nouvelle-Écosse	Île-du-Prince-Édouard	Terre-Neuve-et-Labrador	Territoires du Nord-Ouest
Résidence											
Adresse principale	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Adresse précédente disponible?	Oui	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Date de naissance											
Date de naissance	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Sexe											
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nouvelles catégorisations mises en œuvre ^d	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	ND
Liens de parenté											
Identificateur d'unité familiale	Non, mais peut être jumelé à d'autres bases de données pour le déterminer	Oui	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Non	Oui ^e	Non	Oui
Liens de parenté disponibles	S.O.	Unité familiale	Chef de famille (max. 2 par famille) et personnes à charge	Unité familiale comprenant la personne inscrite et, le cas échéant, son conjoint et ses personnes à charge	S.O.	S.O.	Identificateur « chef de famille »	S.O.	ND	S.O.	ND

Suite à la page suivante

TABEAU 2 (suite)
Caractéristiques de la population et attributs saisis dans les registres provinciaux et territoriaux de l'assurance-maladie, Canada, 2019

Caractéristiques de la population	Colombie-Britannique ^a	Alberta	Saskatchewan	Manitoba	Ontario ^b	Québec	Nouveau-Brunswick ^c	Nouvelle-Écosse	Île-du-Prince-Édouard	Terre-Neuve-et-Labrador	Territoires du Nord-Ouest
Codage des liens de parenté	S.O.	Les unités familiales sont regroupées sous un seul numéro de compte Codes de liens de parenté particuliers : Inconnu; Abonné; Conjoint; Personne à charge âgée de moins de 21 ans; Étudiant âgé de 20 ans, 8 mois à 25 ans; Personne à charge permanente en raison d'une infirmité mentale/physique; Statut d'étudiant en cours d'examen	Tous les membres ont le même numéro de famille et les personnes sont répertoriées comme chef de famille ou personne à charge	Tous les membres de la famille résidant au Manitoba se voient attribuer le même numéro d'inscription à Santé Manitoba. Les liens de parenté particuliers sont indiqués par un numéro (de 0 à 8) pour les personnes suivantes : libéré ou non résident; chef de famille; conjoint légal; conjoint de fait; enfant; beau-fils ou belle-fille; enfant invalide; petit-enfant.	S.O.	S.O.	L'identificateur « chef de famille » peut être lié à tous les membres de la famille	S.O.	S.O.	S.O.	ND
Origine ethnique											
Origine ethnique	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Origines ethniques identifiables	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	Générale ^f , chinoise, sud-asiatique	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.

Suite à la page suivante

TABLEAU 2 (suite)
Caractéristiques de la population et attributs saisis dans les registres provinciaux et territoriaux de l'assurance-maladie, Canada, 2019

Caractéristiques de la population	Colombie-Britannique ^a	Alberta	Saskatchewan	Manitoba	Ontario ^b	Québec	Nouveau-Brunswick ^c	Nouvelle-Écosse	Île-du-Prince-Édouard	Terre-Neuve-et-Labrador	Territoires du Nord-Ouest
Statut socioéconomique											
SSE disponible	Non, mais peut être relié à un sous-ensemble de données permettant de le déterminer	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non
Renseignements utilisés pour définir le SSE	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	Revenus	Autre ^g	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
Codage du SSE	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	1, 2, 3, 4, 5 (quintiles)	Indice de défavorisation	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
Lieu de naissance											
Lieu de naissance	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non; peut être relié à d'autres bases de données/ sources pour déterminer si le lieu de naissance est la N.-É	Oui	Non; peut être relié à d'autres bases de données/ sources pour déterminer si le lieu de naissance est T.-N.-L.	ND
Codage	S.O.	Champ de texte structuré	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	Pays/province	S.O.	ND

Abréviations : GRC, Gendarmerie royale du Canada; Man., Manitoba; ND, non déclaré; N.-É., Nouvelle-Écosse; SSE, statut socioéconomique; S.O., sans objet; T.-N.-L., Terre-Neuve-et-Labrador.

^a La Colombie-Britannique peut identifier les populations suivantes : personnes à charge des membres des Forces armées en service; personnes à charge des membres de la GRC en service; retraités de la GRC; employés du gouvernement fédéral; retraités du gouvernement fédéral; rentiers à service complet de la Colombie-Britannique; unité d'enquête des établissements correctionnels de la Colombie-Britannique; membres des Premières Nations.

^b Dans le cas de toutes les réponses affirmatives, les données sont obtenues par jumelage avec d'autres bases de données – les données ne sont pas directement accessibles dans le registre.

^c Le Nouveau-Brunswick est officiellement bilingue (anglais et français). Par conséquent, les données linguistiques sont également saisies dans le registre.

^d « Nouvelles catégorisations mises en œuvre » désigne l'ajout d'une option « Non-binaire » en plus des catégories « Homme » et « Femme ».

^e Identificateur du ménage.

^f Les personnes qui n'appartiennent pas à la catégorie d'origine ethnique chinoise ou sud-asiatique sont incluses dans la catégorie générale.

^g Le SSE est déterminé à l'aide d'un indice de défavorisation matérielle et sociale, qui est attribué en fonction de l'emplacement géographique.

d'unité familiale, c'est-à-dire d'un code portant sur les liens de parenté. L'Île-du-Prince-Édouard a déclaré disposer d'un identificateur de ménage, mais a noté que son utilisation était limitée (par exemple les différents membres d'un foyer collectif ont le même identificateur de ménage). La Colombie-Britannique a mentionné qu'il était possible de vérifier les liens de parenté entre les résidents à partir d'autres sources de données administratives. Des codes de liens de parenté (c'est-à-dire le type de relation entre résidents, comme parent, enfant, conjoint, frère ou sœur) étaient disponibles en Alberta, en Saskatchewan, au Manitoba et au Nouveau-Brunswick.

Seule la province de l'Ontario a déclaré disposer de données sur l'origine ethnique dans son registre d'assurance-maladie, les catégories recensées en étant les suivantes : générale, chinoise et sud-asiatique. Ces catégories proviennent d'un algorithme appliqué aux données et ne sont pas directement recueillies.

Des mesures du statut socioéconomique (comme le quintile de revenu) étaient disponibles dans les registres d'assurance-maladie de l'Ontario et du Québec, celles de l'Ontario reposant sur un algorithme. La Colombie-Britannique a précisé que le statut socioéconomique pouvait être défini pour un sous-ensemble d'individus grâce au jumelage avec une autre base de données.

Enfin, le lieu de naissance était disponible dans les registres de l'Alberta et de l'Île-du-Prince-Édouard, les autres provinces et territoires ayant indiqué que le jumelage des données du registre avec d'autres sources permettrait d'obtenir cette information.

Information sur la population

Le tableau 3 présente l'information disponible sur les populations à partir des registres d'assurance-maladie. Toutes les administrations déclarantes, sauf le Québec, ont dit disposer d'information sur au moins certaines populations. La qualité des variables de population était hétérogène. Par exemple, l'appartenance aux Premières Nations consignée dans le registre de l'assurance-maladie du Manitoba est susceptible de provoquer des erreurs de classification car l'information repose sur la déclaration volontaire : une personne des Premières Nations n'est identifiée comme telle que si elle divulgue cette

information au personnel du registre de l'assurance-maladie. En Alberta, le gouvernement fédéral avait l'habitude de vérifier l'appartenance à une Première Nation, mais il a cessé de le faire lorsque l'Alberta a aboli les cotisations au régime d'assurance-maladie en 2009. Pour continuer à préserver la qualité des données, l'Alberta a maintenu cet indicateur pour les individus inscrits avant le changement et a attribué à leurs enfants un statut non officiel pour ses rapports. Cependant, des erreurs de classification sont susceptibles de se produire.

Analyse

Les résultats de l'enquête fournissent une information importante sur les données des registres d'assurance-maladie au Canada, pour 10 provinces et pour les Territoires du Nord-Ouest. Les données des registres de l'assurance-maladie remontent à 1968, dans le cas de la Saskatchewan, toutes les autres administrations déclarantes disposant de données remontant au moins à 1996. L'ajout au registre et la consignation de la fin de couverture des individus qui arrivent dans la province ou le territoire et en repartent sont faits trois mois après le déménagement, les délais étant davantage variables dans le cas du début ou de la fin de la couverture découlant d'une naissance ou d'un décès. L'information enregistrée pour la fin de couverture diffère d'une province ou territoire à l'autre. Toutes les administrations déclarantes enregistrent l'adresse principale, la date de naissance et le sexe. Les identifiants familiaux, l'origine ethnique, le statut socioéconomique et le lieu de naissance sont quant à eux enregistrés dans certaines administrations déclarantes seulement. La capacité à identifier les attributs de certaines populations, comme l'appartenance aux Premières Nations et aux Forces armées canadiennes ou le fait d'être détenu dans un pénitencier fédéral varie selon les provinces et territoires.

Des recherches antérieures ont permis de comparer l'information obtenue à partir des bases de données sur les services médicaux au Canada¹⁶. En revanche, peu de recherches ont été menées sur les données des registres d'assurance-maladie provinciaux et territoriaux et sur leur qualité. Des publications sur les données des registres ont mentionné les registres d'assurance-maladie du Manitoba et de la Colombie-Britannique^{9,11,17}, mais la publication manitobaine la plus récente remonte à 1999⁹ et l'article sur la Colombie-Britannique portait

sur l'élaboration d'un registre de recherche auquel le registre d'assurance-maladie provincial avait contribué¹⁷. Tang et ses collaborateurs¹⁸ ont fait état de catégorisations sur l'origine ethnique disponibles dans les registres d'assurance-maladie canadiens et ont indiqué que les registres mentionnaient uniquement l'appartenance aux Premières Nations. Cependant, l'Ontario dispose d'indicateurs issus d'un algorithme pour les sous-populations d'origine sud-asiatique et chinoise. Un examen systématique mené par Hinds et ses collaborateurs¹³ n'a pas relevé d'études ayant porté sur la qualité des données des registres d'assurance-maladie.

La saisie des caractéristiques et des attributs de la population permet de stratifier les mesures de surveillance en fonction des facteurs de risque (que sont par exemple les déterminants sociaux de la santé comme le statut socioéconomique, le statut vis-à-vis de l'immigration et l'origine ethnique). Les résultats présentés ici permettent de savoir dans quelles provinces et quels territoires ces analyses sont possibles. L'hétérogénéité au sein des provinces et territoires dans la caractérisation de la population a également des répercussions sur le plan de l'inclusion des individus dans les estimations du SCSMC, les inclusions et exclusions n'étant pas forcément uniformes.

L'un des principaux atouts du registre de l'assurance-maladie est la conservation d'instantanés, ou d'enregistrements horodatés, de ses données⁹. Les résultats de notre étude indiquent que plus de 20 ans de données de registre sont disponibles dans toutes les administrations déclarantes et que des instantanés sont disponibles pour saisir les changements apportés au registre. Toutefois, l'utilisation des registres d'assurance-maladie pour les études longitudinales présente des difficultés : ils ne sont pas statiques, les données et leur qualité changeant au fil du temps, et il n'est pas toujours possible de jumeler les données anciennes. Néanmoins, les avantages de pouvoir utiliser ces données pour mener des études longitudinales de cohorte et intergénérationnelles à faible coût et avec une collecte de données minimale l'emportent largement sur les inconvénients.

Forces et limites

Cette étude est exceptionnelle dans la mesure où elle dresse un portrait de l'information disponible dans les registres

TABLEAU 3
Information sur la population disponible dans les registres provinciaux et territoriaux de l'assurance-maladie, Canada, 2019

Identification de la population	Colombie-Britannique ^a	Alberta	Saskatchewan	Manitoba	Ontario ^j	Québec	Nouveau-Brunswick ^k	Nouvelle-Écosse	Île-du-Prince-Édouard	Terre-Neuve-et-Labrador	Territoires du Nord-Ouest
Population											
Membres à temps plein des Forces armées canadiennes	ND	Oui	Oui ^d	Oui ^g	Non	Non	Oui ^l	Non ^o	Non	Non	ND
Membres à temps partiel des Forces armées canadiennes	ND	Non	Oui ^d	Oui ^g	Non	Non	Non	Non	Non	Non	ND
Anciens combattants	Non	Oui	Non	ND	Non	Non	Non	Non ^o	Non	Non	ND
Gendarmerie royale du Canada	Non	Oui	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non ^o	Non	Non	ND
Détenus d'un pénitencier fédéral	ND	Oui	Oui ^e	Oui ^h	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	ND
Détenus d'un pénitencier provincial	Oui	Oui ^b	Oui	ND	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	ND
Premières Nations dans les réserves	ND	Oui ^b	Oui ^f	Oui ⁱ	Oui	Non	Non ^m	Non	Non	Non	Oui
Premières Nations hors réserve	ND	Oui ^b	Oui ^f	Oui ⁱ	Oui	Non	Non ^m	Non	Non	Non	Oui
Inuit	Non	Oui ^b	Non	ND	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Oui
Métis	Non	Non ^c	Non	ND	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Oui
Résidents non permanents											
Demandeurs d'asile	Oui	Oui	Oui	ND	Oui	Non	Non	Non	Oui	Oui, à la fin de la couverture	ND
Personnes ayant un permis d'études	Non	Oui	Oui	ND	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui, à la fin de la couverture	ND
Personnes ayant un permis de travail	Non	Oui	Oui	ND	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui, à la fin de la couverture	ND

Suite à la page suivante

TABLEAU 3 (suite)
Information sur la population disponible dans les registres provinciaux et territoriaux de l'assurance-maladie, Canada, 2019

Identification de la population	Colombie-Britannique ^a	Alberta	Saskatchewan	Manitoba	Ontario ^j	Québec	Nouveau-Brunswick ^k	Nouvelle-Écosse	Île-du-Prince-Édouard	Terre-Neuve-et-Labrador	Territoires du Nord-Ouest
Immigrants											
Immigrants reçus	ND	Oui	Oui	ND	Oui	Non	Oui ⁿ	Oui	Oui	Oui, à la fin de la couverture	ND
Résidents permanents											
Immigrants économiques	Non	Non	Non	ND	Oui	Non	Non	Non	Oui	Non	ND
Membres de la famille des résidents permanents	ND	Oui	Non	ND	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	ND

Abbreviations : GRC, Gendarmerie royale du Canada; ND, non déclaré.

^a La Colombie-Britannique peut identifier les populations suivantes : membres des Forces armées en service (personnes à charge seulement); membres de la GRC en service (personnes à charge seulement); retraités de la GRC; employés du gouvernement fédéral; retraités du gouvernement fédéral; rentiers à service complet de la Colombie-Britannique; unité d'enquête des établissements correctionnels de la Colombie-Britannique; membres des Premières Nations.

^b La saisie active de cet indicateur a pris fin en janvier 2009.

^c Il est possible d'établir un lien avec une base de données pour déterminer le statut à des fins d'analyse.

^d Il n'y a pas de distinction entre les membres des Forces armées à temps partiel et à temps plein.

^e Signalé seulement si une couverture était fournie par la Saskatchewan avant l'incarcération.

^f Signalé dans le cas d'une personne ayant déclaré être membre des Premières Nations. L'adresse de résidence ou de correspondance, ou les deux, peuvent être utilisées pour déterminer si une personne réside dans une réserve ou hors réserve; cependant, de nombreuses adresses peuvent être ambiguës lorsqu'il s'agit de déterminer si le lieu de résidence est dans une réserve ou hors réserve.

^g Il n'y a pas de distinction entre les membres des Forces armées à temps partiel et à temps plein.

^h On ne peut voir que les personnes dont la couverture a été annulée pour le motif « Code 8 - Détenu d'un établissement fédéral ».

ⁱ Un code municipal des Premières Nations est attribué au moment de l'inscription uniquement si la personne inscrite produit volontairement une preuve de son statut de membre des Premières Nations. Comme il s'agit d'une déclaration volontaire du statut de membre des Premières Nations, on estime généralement qu'environ 60 % seulement de la population des Premières Nations du Manitoba est identifiée comme telle dans le registre d'assurance-maladie du Manitoba.

^j Dans le cas de toutes les réponses affirmatives, les données sont obtenues par jumelage entre les données du registre et celles d'autres bases de données; les données ne sont pas directement accessibles dans le registre.

^k Le Nouveau-Brunswick est officiellement bilingue (anglais et français). Par conséquent, les données linguistiques sont saisies dans le registre.

^l Certains membres à temps plein sont identifiés, mais pas tous.

^m Depuis février 2020, le ministère de la Santé du Nouveau-Brunswick collabore avec les Premières Nations en vue de créer un identificateur des Premières Nations.

ⁿ Il n'y a pas de distinction entre les immigrants reçus et les résidents permanents dans le système d'assurance-maladie du Nouveau-Brunswick.

^o Indiqué seulement si la personne l'a déclaré. Ne représente pas une source fiable d'information sur la population, car ces renseignements ne sont pas complets.

d'assurance-maladie à l'échelle du Canada, au moyen d'une enquête normalisée couvrant la presque totalité des provinces et des territoires. Ce sont des personnes ayant une connaissance approfondie des données du registre et ayant accès à d'autres informateurs pour fournir des renseignements supplémentaires, au besoin, qui ont répondu à l'enquête.

Cependant, l'étude comporte certaines limites. Nous n'avons pas eu recours à une enquête validée pour recueillir l'information, car ce type d'enquête n'existe pas, de sorte qu'il est impossible d'établir des comparaisons avec d'autres pays. De plus, les registres d'assurance-maladie sont des bases de données complexes, et il n'est pas possible de saisir toutes les nuances de leurs caractéristiques dans une enquête menée à un moment précis dans le temps. Les éléments recueillis au cours du processus d'inscription ne seront pas tous à la disposition des utilisateurs potentiels de données. Bon nombre de ces éléments sont de nature administrative. De nombreux systèmes sont dynamiques et font l'objet d'une mise à jour permanente. C'est pourquoi des extraits ou des instantanés sont créés, à l'aide d'une méthodologie visant à offrir la vue la plus précise et la plus cohérente possible de la population.

Recherches à venir

D'autres études pourraient être entreprises pour valider les principales caractéristiques de la population incluses dans les données des registres d'assurance-maladie, notamment les dates de naissance et de décès, les codes d'annulation de couverture, le lieu de résidence et l'information sur les populations particulières. Une autre possibilité de recherche réside dans l'évaluation de la rapidité des mises à jour des caractéristiques. Cependant, l'un des principaux défis de ces études est de trouver des sources de données de validation appropriées et accessibles, disponibles à l'échelle de la population et qu'on puisse jumeler aux données d'inscription à l'assurance-maladie. Alors que les données de l'état civil sont utilisables pour évaluer l'exactitude des dates de naissance et de décès, les sources de données de validation liées aux caractéristiques clés de la population ne sont pas toujours facilement disponibles dans toutes les provinces et tous les territoires.

Des études antérieures ont comparé les données de population agrégées obtenues à partir des registres d'assurance-maladie aux données provenant des recensements de Statistique Canada^{19,20}. Cependant, comme les sources potentielles d'inexactitudes n'ont pas été déterminées, de futures recherches pourraient examiner les sources potentielles de divergence entre les données de population dans les registres et celles du recensement et estimer l'incidence de ces divergences sur les mesures de la santé.

L'étude des changements dans la couverture en ce qui concerne l'inscription à l'assurance-maladie au fil du temps est un autre domaine potentiel de recherche. Les registres ne sont pas statiques et les exclusions ne sont peut-être pas uniformes au fil du temps. Une information exhaustive sur les changements dans les données va pouvoir garantir l'exactitude des estimations des tendances en matière de santé.

Les recherches futures devraient étudier également la faisabilité d'un cadre de données commun, s'inspirant par exemple du Modèle de données généralisé proposé par Danese et ses collaborateurs²¹ pour faciliter la saisie systématique et normalisée de l'information dans les registres d'assurance-maladie. Cependant, l'accès à certains éléments de données du registre est assujéti à la législation sur la protection des renseignements personnels, les données étant principalement recueillies à des fins administratives et non de recherche. La mise en œuvre d'un cadre de données commun est donc susceptible d'entraîner certaines difficultés.

Enfin, certains organismes nationaux pourraient contribuer à faciliter l'harmonisation et la normalisation des données dans les registres d'assurance-maladie. Parmi ces organismes, citons l'Institut canadien d'information sur la santé, qui a récemment proposé des normes pour la collecte de données sur l'origine ethnique des patients²², et le Réseau de recherche sur les données de santé du Canada, qui vise à soutenir les études intergouvernementales en établissant des liens au moyen d'une infrastructure de données de recherche²³.

Remerciements

Ces travaux ont pu être réalisés grâce à la collaboration entre l'ASPC et les gouvernements provinciaux et territoriaux de la

Colombie-Britannique, de l'Alberta, de la Saskatchewan, du Manitoba, de l'Ontario, du Québec, du Nouveau-Brunswick, de la Nouvelle-Écosse, de l'Île-du-Prince-Édouard, de Terre-Neuve-et-Labrador et du Yukon. Il ne faut pas inférer qu'ils ont été sanctionnés par les provinces et les territoires.

Conflits d'intérêts

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

Contributions des auteurs et avis

NCH et LML ont rédigé le manuscrit et tous les auteurs ont contribué à sa révision. LML, CR, JE, SO, LM et KH ont défini la portée de l'enquête. NCH, LML, CR, JE, SO, LM et KH ont élaboré l'enquête. LML et NCH ont communiqué avec les informateurs clés et ont recueilli les réponses à l'enquête. LR, KAMP, MA, MS, RP, MM, AY, JS, YL, LWS, FS, AA, BZ et JA ont vérifié l'exactitude du manuscrit et se sont assurés de la bonne interprétation des données des registres d'assurance-maladie.

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

Références

1. LeBlanc AG, Gao YJ, McRae L, Pelletier C. Aperçu – Vingt ans de surveillance du diabète grâce au Système canadien de surveillance des maladies chroniques. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2019;39(11): 333-337.
2. Robitaille C, Dai S, Waters C, et al. Diagnosed hypertension in Canada: incidence, prevalence and associated mortality. CMAJ. 2012;184(1):E49-E56. <https://doi.org/10.1503/cmaj.101863>
3. Robitaille C, Bancej C, Dai S, et al. Surveillance of ischemic heart disease should include physician billing claims: population-based evidence from administrative health data across seven Canadian provinces. BMC Cardiovasc Disord. 2013;13:88. <https://doi.org/10.1186/1471-2261-13-88>

4. Blais C, Dai S, Waters C, et al. Assessing the burden of hospitalized and community-care heart failure in Canada. *Can J Cardiol*. 2014;30(3):352-358. <https://doi.org/10.1016/j.cjca.2013.12.013>
5. Blais C, Jean S, Sirois C, et al. Le Système intégré de surveillance des maladies chroniques du Québec (SISMACQ), une approche novatrice. *Maladies chroniques et blessures au Canada*. 2014;34(4):247-256.
6. Gershon AS, Guan J, Wang C, To T. Trends in asthma prevalence and incidence in Ontario, Canada, 1996-2005: a population study. *Am J Epidemiol*. 2010;172(6):728-736. <https://doi.org/10.1093/aje/kwq189>
7. Hux JE, Ivis F, Flintoft V, Bica A. Diabetes in Ontario: determination of prevalence and incidence using a validated administrative data algorithm. *Diabetes Care*. 2002;25(3):512-516. <https://doi.org/10.2337/diacare.25.3.512>
8. Lix L, Ayles J, Bartholomew S, et al. The Canadian Chronic Disease Surveillance System: a model for collaborative surveillance. *Int J Popul Data Sci*. 2018;3(3):433. <https://doi.org/10.23889/ijpds.v3i3.433>
9. Roos LL, Nicol JP. A research registry: uses, development, and accuracy. *J Clin Epidemiol*. 1999;52(1):39-47. [https://doi.org/10.1016/s0895-4356\(98\)00126-7](https://doi.org/10.1016/s0895-4356(98)00126-7)
10. Santé Canada. Le système des soins de santé du Canada [Internet]. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2011 [consultation le 23 juillet 2020]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/systeme-soins-sante/rapports-publications/regime-soins-sante/canada.html>
11. Roos LL, Mustard CA, Nicol JP, et al. Registries and administrative data: organization and accuracy. *Med Care*. 1993;31(3):201-212. <https://doi.org/10.1097/00005650-199303000-00002>
12. Roos LL, Gupta S, Soodeen R-A, Jebamani L. Data quality in an information-rich environment: Canada as an example. *Can J Aging*. 2005;24 Suppl 1:153-170. <https://doi.org/10.1353/cja.2005.0055>
13. Hinds A, Lix LM, Smith M, Quan H, Sanmartin C. Quality of administrative health databases in Canada: a scoping review. *Can J Public Health*. 2016;107(1):e56-e61. <https://doi.org/10.17269/cjph.107.5244>
14. University of Manitoba Office of Research Ethics & Compliance. Research requiring ethics review [Internet]. Winnipeg (MB) : University of Manitoba; 2019 [consultation le 23 juillet 2020]. En ligne à : https://www.umanitoba.ca/research/orec/ethics_medicine/requiring_review.html
15. Manitoba Centre for Health Policy. Manitoba population research data repository data descriptions [Internet]. Winnipeg (MB) : University of Manitoba; 2020 [consultation le 6 mai 2021]. En ligne à : https://umanitoba.ca/faculties/health_sciences/medicine/units/chs/departamental_units/mchp/resources/repository/descriptions.html?ds=Insurance
16. Lix LM, Walker R, Quan H, Nesdole R, Yang J, Chen G. Caractéristiques des bases de données sur les services médicaux au Canada. *Maladies chroniques et blessures au Canada*. 2012;32(4):207-215.
17. Broemeling A-M, Kerluke K, Black C, Peterson S, MacDonald A, McKendry R. Developing and maintaining a population research registry to support primary healthcare research. *Healthc Policy*. 2009;5(Spec No):65-76.
18. Tang K, Lucyk K, Quan H. Canadian data sources on ethnic classifications [abstract]. *J Gen Intern Med*. 2016 May;31(Suppl 2):S144-S145.
19. Ellison J, Nagamuthu C, Vanderloo S, McRae B, Waters C. Taux de maladies chroniques au Canada : quel dénominateur utiliser pour l'estimation de l'ensemble de la population? *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2016;36(10):250-257. <https://doi.org/10.24095/hpcdp.36.10.03f>
20. Jin Y. Comparison of Alberta population counts between the AHCIIP Registry and the 2006 Census. Edmonton (AB) : Alberta Health and Wellness; 2009. En ligne à : <https://open.alberta.ca/publications/9780778582502#detailed>
21. Danese MD, Halperin M, Duryea J, Duryea R. The Generalized Data Model for clinical research. *BMC Med Inform Decis Mak*. 2019;19(1):117. <https://doi.org/10.1186/s12911-019-0837-5>
22. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Normes proposées pour la collecte de données et la production de rapports sur la santé fondées sur la race et l'identité autochtone au Canada. Ottawa (Ont.) : ICIS; 2020.
23. Réseau de recherche sur les données de santé du Canada. À propos [Internet]. Vancouver (C.-B.) : Réseau de recherche sur les données de santé du Canada; 2020 [consulté le 28 septembre 2020]. En ligne à : <https://www.hdrn.ca/fr/propos>

Avis de publication

Registre canadien des tumeurs cérébrales (RCTC) : Rapport d'incidence (2013-2017) et de mortalité (2014-2018)

 [Diffuser cet article sur Twitter](#)

À l'occasion du mois de la sensibilisation aux tumeurs cérébrales au Canada, qui s'est tenu en mai 2021, le *Registre canadien des tumeurs cérébrales (RCTC) : Rapport d'incidence (2013-2017) et de mortalité (2014-2018)* a été publié le 26 mai 2021.

À l'aide des données du Registre canadien du cancer et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès, ce rapport fournit des renseignements complets sur l'incidence et la mortalité des tumeurs du système nerveux central (SNC) au Canada. Le rapport a été réalisé grâce à un partenariat entre l'Université de l'Alberta, la Fondation canadienne des tumeurs cérébrales et l'Agence de la santé publique du Canada.

Le rapport fournit des estimations de l'incidence et de la mortalité selon le groupe histologique, le site d'origine, le comportement tumoral et les données démographiques (sexe, âge, géographie), ainsi qu'au fil du temps.

Faits saillants

- Entre 2013 et 2017, le taux d'incidence annuel moyen normalisé selon l'âge pour toutes les tumeurs primaires du SNC au Canada (à l'exception du Québec) était de 21,05 pour 100 000. Les taux augmentaient à travers l'ensemble des groupes d'âge du parcours de vie, passant de 4,99 chez les enfants (de 0 à 14 ans) à 34,63 chez les adultes (40 ans et plus).
- Les taux d'incidence normalisés selon l'âge pour toutes les tumeurs du SNC combinées étaient semblables chez les hommes (20,73 pour 100 000) et les femmes (21,40 pour 100 000), mais des différences entre les sexes ont été observées selon le type de tumeur du SNC.
- Entre 2014 et 2018, une moyenne de 2 599 Canadiens sont décédés chaque année des suites d'une tumeur primaire du SNC. Le taux de mortalité annuel moyen normalisé selon l'âge était de 6,73 pour 100 000. Ces décès étaient principalement le résultat de tumeurs malignes.

Consultez le Registre canadien des tumeurs cérébrales pour de plus amples renseignements.

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 2021.

Algahtany M, **McFaul S**, Chen L, et al. The changing etiology and epidemiology of traumatic spinal injury: a population-based study. *World Neurosurg.* 2021. <https://doi.org/10.1016/j.wneu.2021.02.066>

Badawi A, Liu CJ, Rihem AA, et al. Artificial neural network to predict the effect of obesity on the risk of tuberculosis infection. *J Public Health Res.* 2021;10(1):1-5. <https://doi.org/10.4081/jphr.2021.1985>

Bergeron CD, John JM, Sribhashyam M, et al. County-level characteristics driving malnutrition death rates among older adults in Texas. *J Nutr Health Aging.* 2021. <https://doi.org/10.1007/s12603-021-1626-2>

Bryson JM, Patterson K, Berrang-Ford L, [...] **Edge V**, et al. Seasonality, climate change, and food security during pregnancy among indigenous and non-indigenous women in rural Uganda: implications for maternal-infant health. *PLoS ONE.* 2021;16(3):e0247198. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0247198>

Ebi KL, Boyer C, **Ogden N**, et al. Burning embers: synthesis of the health risks of climate change. *Environ Res Lett.* 2021;16(4):044042. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/abeadd>

Iurilli MLC, Zhou B, Bennett JE, [...] **Wang MD**, et al. Heterogeneous contributions of change in population distribution of body mass index to change in obesity and underweight. *eLife.* 2021;10:e60060. <https://doi.org/10.7554/eLife.60060>

Liu L, **Capaldi CA**, **Orpana HM**, Kaplan MS, **Tonmyr L**. Changes over time in means of suicide in Canada: an analysis of mortality data from 1981 to 2018. *CMAJ.* 2021;193(10):E331-E338. <https://doi.org/10.1503/cmaj.202378>

Magliano DJ, Chen L, Islam RM, [...] **Pelletier C**, et al. Trends in the incidence of diagnosed diabetes: a multicountry analysis of aggregate data from 22 million diagnoses in high-income and middle-income settings. *Lancet Diabetes Endocrinol.* 2021;9(4):203-211. [https://doi.org/10.1016/S2213-8587\(20\)30402-2](https://doi.org/10.1016/S2213-8587(20)30402-2)

Rizvi A, **Wasfi R**, Enns A, et al. The impact of novel and traditional food bank approaches on food insecurity: a longitudinal study in Ottawa, Canada. *BMC Public Health.* 2021;21(1):771. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-10841-6>

VanTil LD, Simkus K, **Rolland-Harris E**, et al. Identifying release-related precursors to suicide among Canadian Veterans between 1976 and 2012. *J Mil Veteran Fam Health.* 2021;7(1):13-20. <https://doi.org/10.3138/JMVFH-2020-0011>

Vine MM, Vermeer J, Romano L, [...] **Godin KM**, et al. Secondary school nutrition policy compliance in Ontario and Alberta, Canada: a follow-up study examining vending machine data from the COMPASS study. *Int J Environ Res Public Health.* 2021;18(7):3817. <https://doi.org/10.3390/ijerph18073817>

Wei SQ, Bilodeau-Bertrand M, **Liu S**, et al. The impact of COVID-19 on pregnancy outcomes: a systematic review and meta-analysis. *CMAJ.* 2021;193(16):E540-8. <https://doi.org/10.1503/cmaj.202604>

Williams GC, Burns KE, Battista K, **de Groh M**, **Jiang Y**, et al. High school intramural participation and substance use: a longitudinal analysis of COMPASS data. *Subst Use Misuse.* 2021. <https://doi.org/10.1080/10826084.2021.1901932>

Yau B, Vijn R, **Prairie J**, et al. Lived experiences of frontline workers and leaders during COVID-19 outbreaks in long-term care: a qualitative study. *Am J Infect Control.* 2021. <https://doi.org/10.1016/j.ajic.2021.03.006>

