

Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada

Recherche, politiques et pratiques

Volume 39 • numéro 11 • novembre 2019

Dans ce numéro

- 317 *Recherche quantitative originale*
Évaluation de l'exactitude du Système canadien hospitalier d'information
et de recherche en prévention des traumatismes dans la représentation
des taux de traumatismes crâniens légers au Québec
- 324 *Recherche quantitative originale*
Utiliser l'âge de la première consommation d'alcool pour prédire
la consommation d'alcool, la consommation excessive d'alcool
et le mélange d'alcool et de boissons énergisantes chez les élèves
de 12^e année en Ontario dans le cadre du projet COMPASS
- 333 *Aperçu*
Vingt ans de surveillance du diabète grâce au Système canadien
de surveillance des maladies chroniques
- 338 *Aperçu*
Tendances en matière de cancer au Canada, 1984-2015
- 343 *Autres publications de l'ASPC*

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, 2019

ISSN 2368-7398

Pub. 180720

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>

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

Recherche quantitative originale

Évaluation de l'exactitude du Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes dans la représentation des taux de traumatismes crâniens légers au Québec

Glenn Keays, M.H.P. (1, 2); Debbie Friedman, B. Sc. Pht, MMgmt (1, 2, 3); Isabelle Gagnon, pht, Ph. D. (3, 4); Marianne Beaudin, M.D., M. Sc., M.H.P., FRCSC (5)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. L'augmentation récente du nombre de cas de traumatismes crâniens légers (TCL) dans la population pédiatrique est étayée par de nombreuses études au Canada et aux États-Unis. L'objectif de notre étude était de comparer les taux de TCL du Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT) à Montréal aux taux fondés sur la population (taux de TCL au Québec).

Méthodologie. Nous avons calculé les taux de TCL du SCHIRPT selon deux méthodes, en utilisant comme dénominateur : 1) toutes les blessures du SCHIRPT et 2) le nombre d'enfants et de jeunes de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux centres participant au SCHIRPT à Montréal. Nous avons comparé les taux de TCL du SCHIRPT aux taux provinciaux en fonction du sexe et de l'âge.

Résultats. Que le dénominateur soit l'ensemble des blessures du SCHIRPT ou le nombre d'enfants et de jeunes de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux centres participant au SCHIRPT à Montréal, les fluctuations observées dans le SCHIRPT se sont révélées parallèles à celles des taux du Québec entre 2003 et 2016. Avec la stratification des données selon le sexe et l'âge, le SCHIRPT a généré de meilleures estimations des taux fondés sur la population pour les groupes d'âge les plus jeunes (de 0 à 4 ans) et les plus âgés (de 13 à 17 ans).

Conclusion. Le SCHIRPT de Montréal est un outil valable pour estimer les variations des taux de TCL au sein de la population. Il pourrait donc aussi être utilisé pour estimer les taux fondés sur la population pour d'autres types de blessures.

Mots-clés : traumatisme crânien léger, épidémiologie, enfants, adolescents, soins primaires d'urgence, surveillance, évaluation, Québec

Introduction

La collecte de données sur les traumatismes destinés à une base de données informatisée remonte à 1969, au Cook

County Hospital de Chicago, en Illinois¹. Au Canada, avant les années 1990, les bases de données sur les traumatismes ne tenaient compte que des traumatismes les plus graves, c'est-à-dire ceux ayant causé la

mort ou ayant nécessité une hospitalisation. Le Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT) a été lancé en août 1990, avec comme objectif

Points saillants

- Chacune des quatre fluctuations des taux de traumatismes crâniens légers (TCL) au Québec (soit une hausse soudaine en 2009, puis une baisse, suivie d'une hausse continue de 2010 à 2014 et d'une autre baisse en 2015) a été enregistrée par le SCHIRPT de Montréal.
- Le SCHIRPT de Montréal a fait état de résultats similaires, en matière de taux de TCL, à ceux d'autres études, pour les années et les groupes d'âge utilisés dans ces études.
- Le SCHIRPT a généré des estimations particulièrement exactes des fluctuations des taux de TCL au Québec chez les garçons de 0 à 4 ans.
- Les taux moyens de TCL pour le SCHIRPT et le Québec étaient assez semblables, soit 106,3 cas par tranche de 10000 pour le SCHIRPT et 98,2 cas par tranche de 10000 pour le Québec, après correction des taux provinciaux pour tenir compte des visites répétées pour un même TCL.

Rattachement des auteurs :

1. Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT), Hôpital de Montréal pour enfants, Centre universitaire de santé McGill, Montréal (Québec), Canada
2. Centre de traumatologie de l'Hôpital de Montréal pour enfants, Centre universitaire de santé McGill, Montréal (Québec), Canada
3. Département de pédiatrie et de chirurgie pédiatrique, Faculté de médecine, Université McGill, Montréal (Québec), Canada
4. École de physiothérapie et d'ergothérapie, Faculté de médecine, Université McGill, Montréal (Québec), Canada
5. Centre hospitalier universitaire mère-enfant Sainte-Justine, Montréal (Québec), Canada

Correspondance : Glenn Keays, Département de traumatologie, Hôpital de Montréal pour enfants, Centre de santé McGill, 1001, boulevard Décarie, bureau B.S1.2766.2, Montréal (Québec) H4A 3J1; tél. : 514-412-4400, poste 23167; courriel : Glenn.Keays@muhc.mcgill.ca

de mieux comprendre les blessures, en particulier celles qui touchent les enfants et les jeunes (moins de 18 ans), grâce à la collecte de données sur les visites aux services des urgences de dix hôpitaux pédiatriques. En 2018, le SCHIRPT avait permis de recueillir des données sur plus de 3,5 millions de blessures. Son utilisation était étendue à 19 hôpitaux, soit 11 hôpitaux pédiatriques et 8 hôpitaux généraux².

L'une des limites du SCHIRPT est qu'il ne s'agit pas d'un système fondé sur la population et qu'il n'offre qu'un échantillon des blessures au Canada³⁻⁶. Pourtant, certains avancent que les données du SCHIRPT sont utiles pour décrire les blessures subies à l'échelle de la population. Kang et ses collaborateurs⁷ et Pickett et ses collaborateurs³ évoquent la représentativité du SCHIRPT pour certaines blessures, comme celles liées aux sports et aux loisirs. L'étude de Macpherson et ses collaborateurs⁸, qui compare les blessures déclarées par un centre participant au SCHIRPT à Ottawa à celles observées dans quatre autres services des urgences à Ottawa, constate que le SCHIRPT est plus efficace pour rendre compte des blessures chez les enfants plus jeunes (moins de 15 ans) et les blessures nécessitant une hospitalisation. L'étude de Keays et ses collaborateurs⁹ conclut que les taux de blessures associées au football chez les jeunes au Canada calculés à l'aide des données du SCHIRPT correspondent aux taux déclarés aux États-Unis à partir des données du National Electronic Injury Surveillance System (NEISS) sur une période de 20 ans.

La représentativité du SCHIRPT concernant les traumatismes crâniens légers (TCL) n'ayant jamais été étudiée, nous avons donc voulu déterminer si le SCHIRPT avait enregistré l'augmentation récente du nombre de cas de TCL décrite par plusieurs études¹⁰⁻¹⁵. Nous avons également voulu tirer parti d'un article récent¹⁶ qui porte sur l'estimation des taux de TCL fondés sur la population chez les enfants du Québec afin de comparer les variations des taux de TCL du SCHIRPT à celles observées dans la population.

Notre article est consacré plus précisément à l'évaluation de la représentativité des données du SCHIRPT sur les TCL provenant de deux centres provinciaux de traumatologie pédiatrique à Montréal (l'Hôpital de Montréal pour enfants du Centre universitaire de santé McGill et le Centre hospitalier

universitaire mère-enfant Sainte-Justine) en comparant ces données aux taux de TCL fondés sur la population. Notre hypothèse était que les fluctuations relevées par Keays et ses collaborateurs¹⁶ dans les taux provinciaux annuels de TCL chez les enfants seraient également enregistrées par le SCHIRPT.

Méthodologie

Dans cette étude, nous avons comparé les données rétrospectives de cohorte (SCHIRPT) aux données fondées sur la population issues de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ)¹⁶. Conformément au protocole du SCHIRPT, les patients ou les parents de patients qui se sont présentés aux services des urgences de l'un des centres participant au SCHIRPT à Montréal pour une blessure ont été invités à remplir un questionnaire d'une page et à fournir des renseignements détaillés sur la blessure. De plus, des données cliniques telles que la nature de la blessure, la partie du corps touchée et le type de traitement ont été extraites des dossiers des services des urgences par les coordonnateurs du SCHIRPT dans chaque centre. Lorsqu'aucun formulaire du SCHIRPT n'avait été rempli, les renseignements ont été extraits des dossiers médicaux des patients par le coordonnateur. Pour assurer une confidentialité totale, les numéros de dossier médical d'hôpital des patients ont été brouillés, et le jour de leur naissance a été arrondi à 15 ou à 31 (selon le jour du mois de leur anniversaire) avant la présentation des données au centre de données central du SCHIRPT. À Montréal, les deux centres de traumatologie pédiatrique participant au SCHIRPT saisissent plus de 97 % de toutes les visites à leurs services des urgences pour une blessure.

Comme les données du SCHIRPT reposent sur les services des urgences, nous ne savions pas avec certitude comment déterminer le dénominateur pour la population qui se présente à chaque centre, car les enfants souffrant d'un TCL peuvent consulter plusieurs autres hôpitaux, sans parler des cliniques privées, et donc ne pas être enregistrés dans le SCHIRPT. Nous avons donc décidé d'estimer le dénominateur du SCHIRPT en utilisant deux méthodes différentes. Premièrement, nous avons retenu le nombre total de blessures déclarées dans le SCHIRPT par les deux hôpitaux, ce qui constitue selon nous la méthode la plus simple, puisque les

données du SCHIRPT sont à jour et faciles d'accès. Nous avons établi notre seconde estimation en fonction de la population totale d'enfants et de jeunes de moins de 18 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un ou l'autre de ces hôpitaux. En limitant ce rayon à 5 km, nous évitons d'inclure dans les données les patients vivant un peu plus au nord ou au sud et qui doivent donc traverser un pont (Montréal est une île) pour se rendre à l'un des deux hôpitaux, les patients de la rive sud et de la rive nord (banlieues situées à l'extérieur de l'île) étant beaucoup plus susceptibles de se présenter à l'hôpital le plus proche de chez eux. Bien qu'il n'existe pas de façon parfaite d'estimer la meilleure distance à utiliser, qui garantirait que tous les enfants vivant dans ce rayon se rendent à l'un des hôpitaux en cas de blessure, nous sommes convaincus qu'un rayon de 5 km englobe ceux qui sont le plus susceptibles de le faire.

Nous avons structuré cette étude en fonction des groupes d'âge et de la période utilisés pour les taux de TCL fondés sur la population pour la province de Québec¹⁶, pour lesquels le nombre total de services médicaux (données de facturation) fournis pour une « commotion cérébrale » (code 850.00 de la CIM-9) et un « traumatisme intracrânien de nature autre et non précisée, sans mention de plaie intracrânienne ouverte, état de conscience non précisé » (code 854.00 de la CIM-9) a été déclaré par année (de 2003 à 2016), puis ventilé par groupe d'âge (de 0 à 4 ans, de 5 à 8 ans, de 9 à 12 ans et de 13 à 17 ans) et par sexe. Dans le SCHIRPT, deux codes sont utilisés pour les TCL, soit 41, qui correspond au code 854.00 de la CIM-9, et 42, qui correspond au code 850.00 de la CIM-9.

Pour le premier dénominateur estimé (toutes les blessures du SCHIRPT), nous avons calculé les taux de TCL en fonction du sexe et de l'âge du patient. Par exemple, nous avons calculé les taux de TCL subis en 2003 chez les filles de 13 à 17 ans en divisant le nombre de TCL subis en 2003 par le nombre total de blessures saisies dans le SCHIRPT en 2003 pour les filles de 13 à 17 ans.

Pour le second dénominateur, nous avons entrepris d'estimer la population (en tenant compte du sexe et de l'âge) d'enfants et de jeunes vivant dans un rayon de 5 km de chacun des deux hôpitaux participant au SCHIRPT. Nous avons utilisé Google Maps

pour établir les codes postaux (trois premiers caractères) dans ces rayons. Une fois ces codes postaux récupérés, nous avons sélectionné la population vivant dans chaque zone à partir des données des recensements de Statistique Canada¹⁷ pour les années 2001, 2006, 2011 et 2016, qui répartissent la population selon l'âge et le sexe pour chaque code postal (trois premiers caractères). Pour les années sans données, l'augmentation (ou la diminution) moyenne a été répartie à parts égales entre les années de recensement. Nous avons calculé les taux de TCL pour chaque année comme suit : nombre de cas de TCL saisis dans le SCHIRPT chez les patients vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux hôpitaux divisé par la population vivant dans le même rayon de 5 km. Par exemple, nous avons calculé les taux de TCL subis en 2003 chez les filles de 13 à 17 ans à l'aide du nombre total de TCL saisis dans le SCHIRPT en 2003 pour les filles de 13 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de chacun des deux hôpitaux divisé par le nombre de filles de 13 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de chacun des deux hôpitaux en 2003.

Tous les résultats sont présentés sous forme de graphiques dans lesquels les taux de TCL du SCHIRPT sont comparés aux taux provinciaux fondés sur la population¹⁶. Puisque les taux provinciaux sont non linéaires, nous n'avons pas calculé de régressions : nous avons plutôt examiné la correspondance entre les taux de TCL du SCHIRPT et les taux fondés sur la population, notamment en comparant les pentes (avec intervalles de confiance) en cas d'augmentation et de diminution.

Les comités d'éthique de la recherche du Centre universitaire de santé McGill et du CHU Sainte-Justine ont approuvé ce projet de recherche.

Résultats

Entre 2003 et 2016, 340 241 blessures chez des enfants et les jeunes de moins de 18 ans ont été enregistrées dans les bases de données du SCHIRPT des deux centres de traumatologie pédiatrique de Montréal, soit une moyenne de 24 300 blessures par année. Sur ces 340 241 blessures, 60 635 étaient des TCL.

Lorsque nous avons utilisé toutes les blessures comme dénominateur pour les taux du SCHIRPT, les fluctuations des taux de

TCL du SCHIRPT se sont révélées similaires à celles observées dans les taux provinciaux, soit une hausse soudaine en 2009, puis une baisse, suivie d'une hausse continue entre 2010 et 2014 et d'une autre baisse en 2015 et en 2016. Pour les taux du SCHIRPT comme pour les taux provinciaux, le niveau le plus faible a été observé en 2008 et le niveau le plus élevé en 2014. Lorsque nous avons utilisé comme dénominateur la population d'enfants et de jeunes vivant dans un rayon de 5 km de chacun des deux hôpitaux entre 2007 et 2016, les taux du SCHIRPT ont correspondu aux taux provinciaux, sans différence statistiquement significative entre les taux d'augmentation (c.-à-d. pentes de 2007 à 2016) du SCHIRPT (3,55; IC à 95 % : 1,27 à 5,83) et de la province (4,60; IC à 95 % : 2,56 à 6,64) (figure 1).

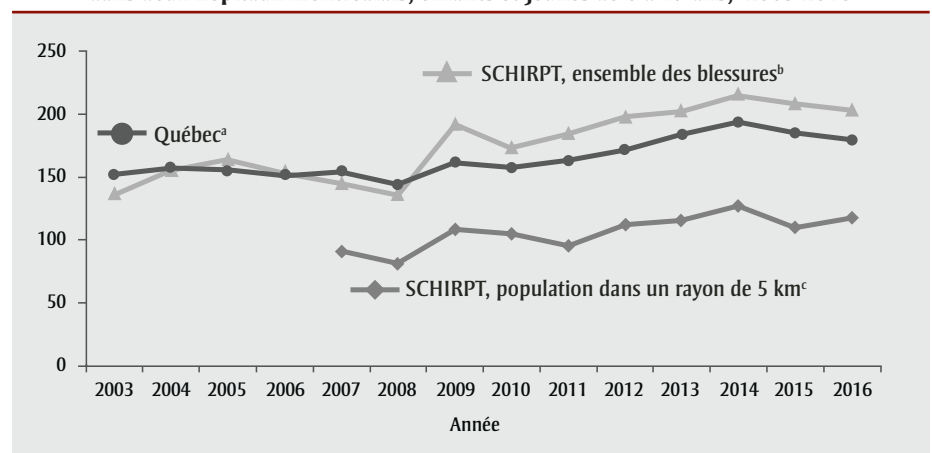
Le sexe a joué un rôle important dans les taux du SCHIRPT tout comme dans les taux provinciaux. Les taux se sont révélés toujours plus élevés chez les garçons que chez les filles (en moyenne 1,5 fois plus élevés). Pour les garçons, lorsque nous avons utilisé toutes les blessures du SCHIRPT comme dénominateur, les taux de TCL étaient similaires aux taux provinciaux publiés sur quatre périodes : une baisse entre 2006 et 2008, une hausse soudaine en 2009 suivie d'une baisse, puis une augmentation de 2010 à 2014 suivie d'une diminution de 2015 à 2016. Fait intéressant,

pour les garçons, les taux étaient les mêmes que ceux de la province en 2009 et en 2014. Pour notre second dénominateur, soit le nombre de garçons de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de chacun des deux hôpitaux, il n'y avait pas de différence statistiquement significative entre les taux d'augmentation (c.-à-d. pentes de 2007 à 2016) du SCHIRPT (3,87; IC à 95 % : 1,58 à 6,16) et de la province (3,80; IC à 95 % : 1,21 à 6,39) (figure 2).

Il en était différemment pour les filles. Les taux du SCHIRPT (fondés sur toutes les blessures du SCHIRPT comme dénominateur) ne correspondaient pas aux taux provinciaux publiés entre 2003 et 2008 mais, tout comme pour les garçons, ils ont commencé à le faire à partir de 2008. Lorsque nous avons utilisé comme dénominateur pour le SCHIRPT le nombre de filles vivant dans un rayon de 5 km de chacun des deux hôpitaux, le taux d'augmentation (de 2007 à 2016) était plus faible pour le SCHIRPT (3,19; IC à 95 % : 0,42 à 5,96) que pour le taux provincial publié (5,43; IC à 95 % : 3,51 à 7,35) (figure 3).

En examinant toutes les combinaisons d'âge et de sexe, on a constaté que la meilleure correspondance entre les taux du SCHIRPT et les taux provinciaux concerne les garçons de 0 à 4 ans, lorsque toutes les blessures du SCHIRPT sont utilisées comme dénominateur (figure 4) : en effet, les taux

FIGURE 1
Comparaison entre les taux de traumatismes crâniens légers du Québec et ceux du SCHIRPT dans deux hôpitaux montréalais, enfants et jeunes de 0 à 17 ans, 2003-2016



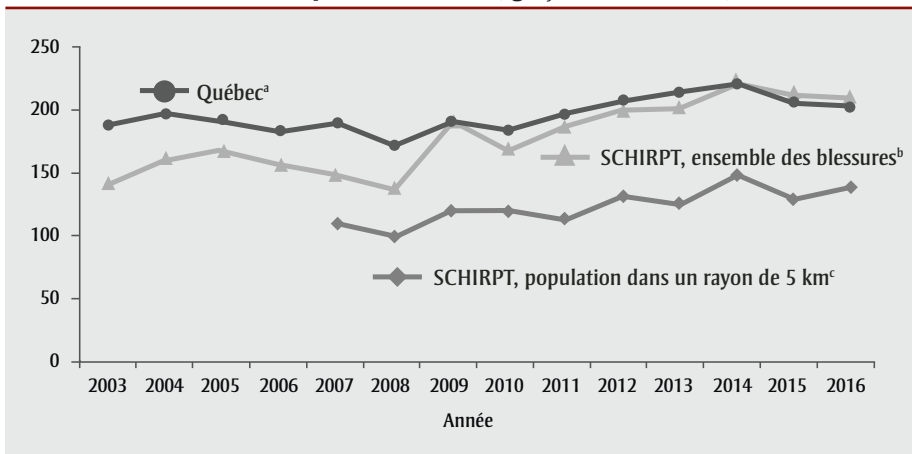
Abbréviations : SCHIRPT, Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes; TCL, traumatisme crânien léger.

^a Taux de TCL au Québec par tranche de 10 000 enfants de 0 à 17 ans.

^b Nombre de TCL par tranche de 1 000 blessures du SCHIRPT chez les enfants de 0 à 17 ans à l'Hôpital de Montréal pour enfants et au Centre hospitalier universitaire mère-enfant Sainte-Justine.

^c Nombre de TCL chez les enfants et les jeunes de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux hôpitaux, par tranche de 10 000 enfants et jeunes de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux hôpitaux.

FIGURE 2
Comparaison entre les taux de traumatismes crâniens légers du Québec et ceux du SCHIRPT dans deux hôpitaux montréalais, garçons de 0 à 17 ans, 2003-2016



Abréviations : SCHIRPT, Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes; TCL, traumatisme crânien léger.

^a Taux de TCL au Québec par tranche de 10 000 garçons de 0 à 17 ans.

^b Nombre de TCL par tranche de 1 000 blessures du SCHIRPT chez les garçons de 0 à 17 ans à l'Hôpital de Montréal pour enfants et au Centre hospitalier universitaire mère-enfant Sainte-Justine.

^c Nombre de TCL chez les garçons de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un ou l'autre des hôpitaux par tranche de 10 000 garçons de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un ou l'autre des hôpitaux.

sont alors similaires de 2003 à 2016. Inversement, les variations les plus importantes entre les taux du SCHIRPT et les taux provinciaux sont observables dans les groupes plus âgés, lorsque le nombre d'enfants et de jeunes de 13 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de chacun des deux hôpitaux est utilisé comme dénominateur pour le SCHIRPT (figure 5).

Analyse

Les taux de TCL fondés sur la population chez les enfants et les jeunes au Québec¹⁶ et les taux de TCL du SCHIRPT de Montréal se sont avérés similaires à bien des égards. Quel que soit le dénominateur utilisé dans nos calculs (toutes les blessures du SCHIRPT ou population d'enfants vivant dans un

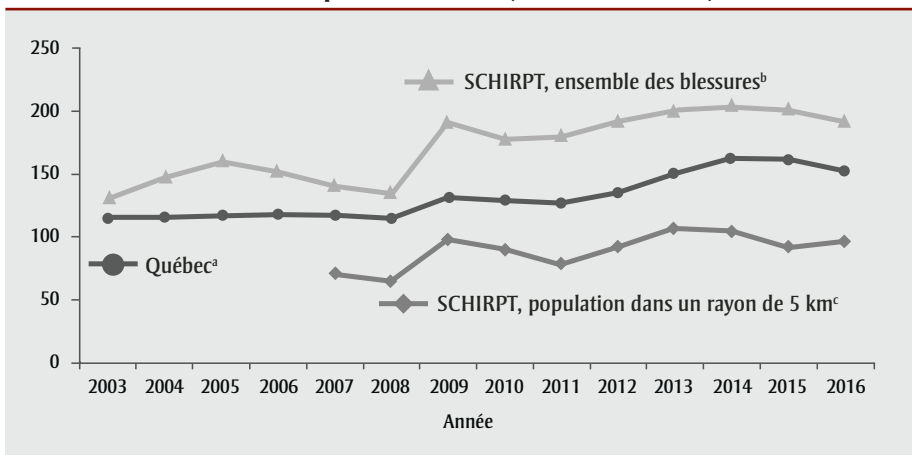
rayon de 5 km de chacun des deux centres de traumatologie pédiatrique de Montréal), nous avons observé les quatre mêmes fluctuations dans les taux de TCL du SCHIRPT de Montréal et dans les taux fondés sur la population : un sommet soudain en 2009, puis une baisse soudaine en 2010, suivie d'une hausse jusqu'en 2014, puis d'une nouvelle baisse en 2015.

Plusieurs études menées à l'extérieur du Québec font état d'une augmentation récente des taux de TCL, variable selon l'âge et le sexe^{10-15,18}. Au Québec, les taux de TCL ont augmenté de 1,35 fois entre 2008 (taux le plus faible) et 2014 (taux le plus élevé). De même, 2008 et 2014 sont les années où les taux du SCHIRPT ont été les plus faibles et les plus élevés, ce qui représente une hausse de 1,59 si on utilise toutes les blessures du SCHIRPT comme dénominateur et une hausse de 1,56 si on utilise la population vivant dans un rayon de 5 km comme dénominateur. La baisse des taux de TCL observée au Québec de 2014 à 2016 (diminution de 1,08) a également été constatée dans le SCHIRPT, avec une diminution de 1,08 si on utilise toutes les blessures du SCHIRPT comme dénominateur et une diminution de 1,06 si on utilise la population vivant dans un rayon de 5 km comme dénominateur.

Selon plusieurs études, l'augmentation des taux de TCL est plus importante chez les filles que chez les garçons^{14, 19-23}, et les commotions cérébrales sont beaucoup plus susceptibles d'être déclarées chez les filles que chez les garçons²⁴. Ce phénomène est visible également dans les données du SCHIRPT. Dans la province de Québec, l'augmentation chez les filles entre 2008 et 2014 a été de 1,43, alors que, dans le SCHIRPT, elle a été de 1,52 (toutes les blessures du SCHIRPT) et de 1,63 (population vivant dans un rayon de 5 km). Chez les garçons, l'augmentation s'est avérée plus faible que chez les filles, soit 1,29 pour la province de Québec, 1,33 avec toutes les blessures du SCHIRPT comme dénominateur et 1,52 avec la population vivant dans un rayon de 5 km comme dénominateur. En ce qui concerne la diminution des taux de TCL entre 2014 et 2016, elle a été la même chez les garçons et les filles, et ce, tant pour la province que dans le SCHIRPT.

Les taux selon le groupe d'âge et le sexe ont affiché d'importantes variations entre le SCHIRPT et la province. Lorsque nous avons utilisé les données du SCHIRPT

FIGURE 3
Comparaison entre les taux de traumatismes crâniens légers du Québec et ceux du SCHIRPT dans deux hôpitaux montréalais, filles de 0 à 17 ans, 2003-2016



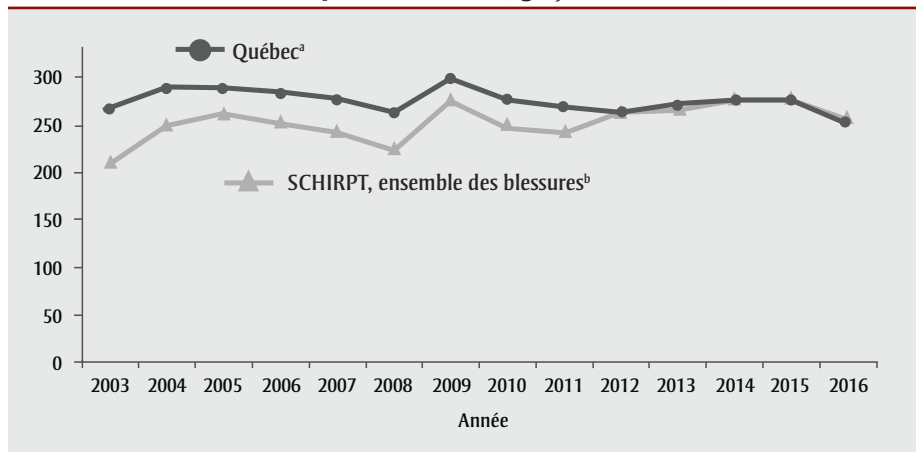
Abréviations : SCHIRPT, Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes; TCL, traumatisme crânien léger.

^a Taux de TCL au Québec par tranche de 10 000 filles de 0 à 17 ans.

^b Nombre de TCL par tranche de 1 000 blessures du SCHIRPT chez les filles de 0 à 17 ans à l'Hôpital de Montréal pour enfants et au Centre hospitalier universitaire mère-enfant Sainte-Justine.

^c Nombre de TCL chez les filles de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux hôpitaux par tranche de 10 000 filles de 0 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux hôpitaux.

FIGURE 4
Comparaison entre les taux de traumatismes crâniens légers du Québec et ceux du SCHIRPT dans deux hôpitaux montréalais, garçons de 0 à 4 ans, 2003-2016



Abréviations : SCHIRPT, Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes; TCL, traumatisme crânien léger.

^a Taux de TCL au Québec par tranche de 10 000 garçons de 0 à 4 ans.

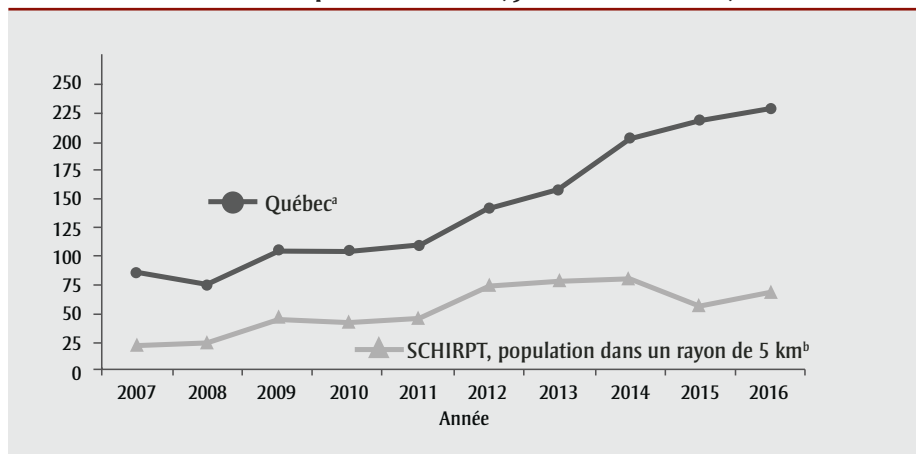
^b Nombre de TCL par tranche de 1000 blessures du SCHIRPT chez les garçons de 0 à 4 ans à l'Hôpital de Montréal pour enfants et au Centre hospitalier universitaire mère-enfant Sainte-Justine.

comme dénominateur, la meilleure correspondance a été constatée chez les garçons de 0 à 4 ans, et la pire, chez les filles de 5 à 8 ans. Pour ce qui a trait à la population vivant dans un rayon de 5 km, la meilleure correspondance entre les taux du SCHIRPT et les taux provinciaux a été observée chez les garçons de 5 à 8 ans, et la pire, chez les jeunes (garçons et filles) de 13 à 17 ans.

Étant donné la hausse récente des taux de TCL signalée dans d'autres études, nous avons comparé les taux de TCL du SCHIRPT

aux résultats de ces études (tableau 1). Comme pour chacune des autres études, le SCHIRPT a fait état d'augmentations positives pour les différentes périodes et a présenté également les mêmes variations dans les augmentations en fonction de l'âge. Les deux études dont la conception est comparable à la nôtre ont donné des résultats remarquablement similaires. L'étude de Chen et ses collaborateurs²⁵, qui porte uniquement sur les visites aux services des urgences aux États-Unis, révèle une augmentation des taux de TCL de 1,3 entre

FIGURE 5
Comparaison entre les taux de traumatismes crâniens légers du Québec et ceux du SCHIRPT dans deux hôpitaux montréalais, jeunes de 13 à 17 ans, 2007-2016



Abréviations : SCHIRPT, Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes; TCL, traumatisme crânien léger.

^a Taux de TCL au Québec par tranche de 10 000 enfants de 0 à 4 ans.

^b Nombre de TCL chez les jeunes de 13 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'Hôpital de Montréal pour enfants ou du Centre hospitalier universitaire mère-enfant Sainte-Justine par tranche de 10 000 jeunes de 13 à 17 ans vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux hôpitaux.

2006 et 2013 chez les enfants et les jeunes de 0 à 17 ans. Ce chiffre est le même pour le SCHIRPT (lorsque toutes les blessures sont utilisées comme dénominateur). L'étude de Fridman et ses collaborateurs¹³, qui ne tient compte que des commotions cérébrales de référence (à l'instar du SCHIRPT, dans lequel seule la première visite pour une blessure est consignée) montre une augmentation de 3,7 pour les commotions cérébrales entre 2004 et 2013 dans le groupe d'âge des 5 à 18 ans. Dans le cas du SCHIRPT, l'augmentation pour les commotions cérébrales seulement était également de 3,7 (lorsque toutes les blessures du SCHIRPT ont été utilisées comme dénominateur).

L'un des avantages du SCHIRPT est qu'il ne tient compte que de la première visite liée une blessure, éliminant les consultations de suivi, ce qui permet de rendre compte des taux réels de blessures plutôt que de celle de l'utilisation des services médicaux. Les conclusions tirées des données administratives qui englobent toutes les visites d'un même patient pour une même blessure introduisent un biais important pour quiconque souhaite formuler des observations sur l'augmentation des taux de TCL. Alors que les données de l'étude québécoise¹⁶ confirment que le nombre de visites par patient pour un TCL est demeuré le même entre 2003 et 2013, une autre étude menée en Ontario¹³ conclut que les visites de suivi ayant lieu dans les trois mois suivant la première visite pour une commotion cérébrale ont triplé entre 2003 et 2013 chez les patients de 5 à 18 ans. Fait intéressant, si nous diminuons les taux de l'étude québécoise¹⁶ de 1,75, soit le nombre moyen de visites pour un TCL par patient par année (pour rendre compte du nombre de TCL plutôt que du nombre de consultations pour un TCL, car les patients consultent plus d'une fois pour le même TCL) et que nous les comparons aux taux de TCL du SCHIRPT chez les enfants et les jeunes vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux centres de traumatologie, nous constatons que les taux moyens de TCL entre 2007 et 2016 sont assez similaires, soit 106,3 cas pour 10 000 (IC à 95 % : 96,5 à 116,1) dans le SCHIRPT et 98,2 cas pour 10 000 (IC à 95 % : 91,5 à 104,8) pour le Québec.

En ce qui concerne les données du SCHIRPT, la principale limite de leur utilisation comme outil d'étude des fluctuations annuelles concerne les patients qui vont aux services des urgences mais repartent sans avoir été examinés. Ce pourcentage de patients varie

TABLEAU 1
Synthèse des résultats concernant l'augmentation des taux de traumatismes crâniens légers dans la population pédiatrique, comparaison entre les taux du SCHIRPT et les taux de diverses autres sources, 2003-2017

	Âge (ans)	Période	Augmentation des taux	Taux du SCHIRPT au cours de la même période	
				SCHIRPT, toutes les blessures ^a	SCHIRPT, population dans un rayon de 5 km ^b
Visites ambulatoires, États-Unis ²³	6-21	2007-2013	4,0	1,7	1,3
Assureur privé, États-Unis ¹⁵	0-17	2004-2013	1,7	1,4	—
Visites aux services des urgences, États-Unis ²⁵	0-17	2006-2013	1,3	1,3	—
Visites aux services des urgences, États-Unis ¹²	12-18	2005-2015	1,4	2,0	—
NEISS ²⁰	0-10	2007-2011	1,6	1,2	1,1
Assureur privé, États-Unis ¹⁸	0-4	2007-2014	aucune variation	aucune variation	aucune variation
	5-9		2,3	1,5	1,5
	10-14		2,9	2,1	2,2
	15-19		2,2	2,4	3,0
Visites aux services des urgences, États-Unis ¹¹	0-4	2006-2012	1,2	aucune variation	—
	5-9		1,4	1,1	—
	10-14		1,7	2,1	—
	15-19		2,0	2,4	—
Assureur privé, États-Unis ²⁶	0-9	2010-2015	1,2	1,1	1,0
	10-19		1,7	1,6	1,4
Toutes les visites, Ontario ¹⁴	5-18	2003-2013	1,8	1,5	—
Ontario, uniquement les commotions cérébrales de référence (toutes les visites) ¹³	5-18	2004-2013	3,7	3,7	—
	5-18	2007-2013	3,7	3,5	5,6

Abréviations : NEISS, National Electronic Injury Surveillance System; SCHIRPT, Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes.

Remarque : — Non disponible pour la période donnée.

^a Calculé en utilisant toutes les blessures du SCHIRPT comme dénominateur.

^b Calculé en utilisant comme dénominateur la population vivant dans un rayon de 5 km de l'un des deux centres provinciaux de traumatologie pédiatrique choisis à Montréal (Hôpital de Montréal pour enfants du Centre universitaire de santé McGill et Centre hospitalier universitaire mère-enfant Sainte-Justine).

d'une année à l'autre, allant de 4,5 % à 9,4 %, ce qui signifie que, certaines années, un nombre supérieur de patients ne sont pas enregistrés dans le SCHIRPT. À notre avis, cela n'a d'incidence sur les taux de TCL du SCHIRPT que lorsque l'on utilise comme dénominateur la population vivant dans un rayon de 5 km de chacun des deux hôpitaux. Selon nous, les taux calculés à l'aide du nombre total de blessures du SCHIRPT ne sont pas touchés, car le pourcentage de TCL chez les personnes qui quittent les services des urgences sans avoir été examinées demeure le même d'une année à l'autre.

Conclusion

D'après les résultats de notre étude, la représentativité d'une population dans le SCHIRPT pourrait être supérieure à celle qui est avancée dans des études antérieures³⁻⁹, ce qui corrobore l'utilité du SCHIRPT comme outil de surveillance ainsi que sa capacité à cerner les fluctuations du nombre de blessures au sein de la population.

Les données ayant été limitées aux deux centres participant au SCHIRPT à Montréal, nous ne pouvons pas dire si les données d'autres centres participant au SCHIRPT

ailleurs au Canada produiraient les mêmes résultats. D'autres recherches pourraient répondre à ces questions de façon plus précise, mais, en attendant, il existe des preuves encourageantes que les taux du SCHIRPT sont représentatifs de la population.

Remerciements

Ce projet de recherche a été rendu possible grâce à une subvention de l'Agence de la santé publique du Canada. Les auteurs tiennent à remercier les responsables du Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes de leur soutien.

Conflits d'intérêts

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

Contributions des auteurs et avis

Quatre auteurs ont contribué au présent manuscrit : Glenn Keays, Debbie Friedman, Isabelle Gagnon et Marianne Beaudin. Glenn Keays a rédigé le manuscrit, et tous les auteurs ont participé à sa révision. Glenn Keays a analysé les données, et Debbie Friedman, Isabelle Gagnon et Marianne Beaudin ont pris part aux travaux d'élaboration et de révision. Glenn Keays assume la responsabilité de l'article dans son ensemble.

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

Références

1. Nwomeh BC, Lowell W, Kable R, Haley K, Ameh EA. History and development of trauma registry: lessons from developed to developing countries. *World J Emerg Surg.* 2006;1:32. doi : 10.1186/1749-7922-1-32.
2. Santé Canada. Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes [Internet]. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada [modification le 15 nov. 2018; consultation en juin 2018]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/prevention-blessures/systeme-canadien-hospitalier-information-recherche-prevention-traumatismes.html>

3. Pickett W, Brison RJ, Mackenzie SG, et al. Youth injury data in the Canadian Hospitals Injury Reporting and Prevention Program: do they represent the Canadian experience? *Inj Prev.* 2000;6(1):9-15. doi : 10.1136/ip.6.1.9.
4. Lindsay H, Brussoni M. Blessures et port du casque au cours d'activités non motorisées sur roues chez des patients pédiatriques. *Maladies chroniques et blessures au Canada.* 2014; 34(2-3):79-87.
5. Crain J, McFaul S, Thompson W, et al. The Canadian Hospitals Injury Reporting and Prevention Program: a dynamic and innovative injury surveillance system. 2016;36(6):112-117.
6. Butler M, Newton S, MacPhee S. The Canadian Hospital Injury Reporting and Prevention Program: captured versus uncaptured injuries for patients presenting at a paediatric tertiary care centre. *Paediatr Child Health.* 2017; 22(3):134-138. doi : 10.1093/pch/pxx042.
7. Kang J, Hagel B, Emery CA, Senger T, Meeuwisse W. Assessing the representativeness of Canadian Hospitals Injury Reporting and Prevention Programme (CHIRPP) sport and recreational injury data in Calgary, Canada. *Int J Inj Contr Saf Promot.* 2013;20(1): 19-26. doi : 10.1080/17457300.2012.656315.
8. Macpherson AK, White H, Mongeon S, et al. Examining the sensitivity of an injury surveillance program using population-based estimates. *Inj Prev.* 2008;14(4):262-265. doi : 10.1136/ip.2008.018374.
9. Keays G, Friedman D, Gagnon I. A 20-year comparison of football-related injuries in American and Canadian youth aged 6 to 17 years: a replication study. *Clin pediatr (Phila).* 2016;55(7): 603-613. doi: 10.1177/0009922815602631.
10. Amanullah S, Schlichting LE, Linakis SW, Steele DW, Linakis JG. Emergency department visits owing to intentional and unintentional traumatic brain injury among infants in the United States: a population-based assessment. *J Pediatr.* 2018;203:259-265.e1. doi : 10.1016/j.jpeds.2018.08.023.
11. Avraham JB, Bhandari M, Frangos SG, Levine DA, Tunik MG, DiMaggio CJ. Epidemiology of paediatric trauma presenting to US emergency departments: 2006–2012. *Inj Prev.* 2019;25(2): 136-143. doi : 10.1136/injuryprev-2017-042435.
12. Baker DR, Kulick ER, Boehme AK, Noble JM. Effects of the New York State Concussion Management and Awareness Act (“Lystedt Law”) on concussion-related emergency health care utilization among adolescents, 2005–2015. *Am J Sports Med.* 2018; 46(2):396-401. doi : 10.1177/0363546517738742.
13. Fridman L, Scolnik M, Macpherson A, et al. Annual trends in follow-up visits for pediatric concussion in emergency departments and physicians’ offices. *J Pediatr.* 2018;192:184-188. doi : 10.1016/j.jpeds.2017.09.018.
14. Zemek RL, Grool AM, Rodriguez Duque D, et al. Annual and seasonal trends in ambulatory visits for pediatric concussion in Ontario between 2003 and 2013. *J Pediatr.* 2017;181:222-8.e2. doi : 10.1016/j.jpeds.2016.10.067.
15. Zogg CK, Haring RS, Xu L, et al. The epidemiology of pediatric head injury treated outside of hospital emergency departments. *Epidemiology.* 2018;29(2): 269-279. doi : 10.1097/ede.0000000000000791.
16. Keays G, Friedman D, Gagnon I. Rates of concussions and minor head injuries in Quebec, 2003 and 2016, in children under 18 years old, and comparisons with Ontario’s rates of mild traumatic brain injuries. *Can J Public Health.* 2018;109(1):52-60. doi : 10.17269/s41997-018-0037-6.
17. Statistique Canada. Programme du recensement [Internet]. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2019 [consultation en octobre 2018]. En ligne à : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/index-fra.cfm>
18. Zhang AL, Sing DC, Rugg CM, Feeley BT, Senter C. The rise of concussions in the adolescent population. *Orthop J Sports Med* [Internet]. 2016;4(8): 2325967116662458. doi : 10.1177/2325967116s00200.
19. Cancelliere C, Donovan J, Cassidy JD. Is sex an indicator of prognosis after mild traumatic brain injury: a systematic analysis of the findings of the World Health Organization Collaborating Centre Task Force on Mild Traumatic Brain Injury and the International Collaboration on Mild Traumatic Brain Injury Prognosis. *Arch Phys Med Rehabil.* 2016;97(2 Suppl):S5-S18. doi : 10.1016/j.apmr.2014.11.028.
20. Gaw CE, Zonfrillo MR. Emergency department visits for head trauma in the United States. *BMC Emerg Med* [Internet]. 2016;16:5. doi : 10.1186/s12873-016-0071-8.
21. Gessel LM, Fields SK, Collins CL, Dick RW, Comstock RD. Concussions among United States high school and collegiate athletes. *J Athl Train.* 2007;42(4): 495-503.
22. King NS. A systematic review of age and gender factors in prolonged post-concussion symptoms after mild head injury. *Brain Inj.* 2014;28(13-14):1639-1645. doi:10.3109/02699052.2014.954271.
23. Taylor AM, Nigrovic LE, Saillant ML, et al. Trends in ambulatory care for children with concussion and minor head injury from eastern Massachusetts between 2007 and 2013. *J Pediatr.* 2015;167(3):738-744. doi : 10.1016/j.jpeds.2015.05.036.
24. Brown DA, Elsass JA, Miller AJ, Reed LE, Reneker JC. Differences in symptom reporting between males and females at baseline and after a sports-related concussion: a systematic review and meta-analysis. *Sports Med.* 2015; 45(7):1027-1040. doi : 10.1007/s40279-015-0335-6.
25. Chen C, Shi J, Stanley RM, Sribnick EA, Groner JI, Xiang H. U.S. trends of ED visits for pediatric traumatic brain injuries: implications for clinical trials. *Int J Environ Res Public Health* [Internet]. 2017;14(4):414. doi : 10.3390/ijerph14040414.
26. Blue Cross Blue Shield. The steep rise in concussion diagnoses in the U.S [Internet]. Chicago (IL): Blue Cross Blue Shield. The Health of America Report Series; 2016 [consultation en octobre 2018]. En ligne à : <https://www.bcbs.com/the-health-of-america/reports/the-steep-rise-concussion-diagnoses-the-us>

Recherche quantitative originale

Utiliser l'âge de la première consommation d'alcool pour prédire la consommation d'alcool, la consommation excessive d'alcool et le mélange d'alcool et de boissons énergisantes chez les élèves de 12^e année en Ontario dans le cadre du projet COMPASS

Simone D. Holligan, Ph. D. (1,2); Katelyn Battista, Ph. D. (2); Margaret de Groh, Ph. D. (1); Ying Jiang, M.D. (1); Scott T. Leatherdale, Ph. D. (2)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. Cette étude vise à examiner l'incidence de l'âge de la première consommation d'alcool sur la consommation actuelle d'alcool et les comportements connexes chez un large échantillon de jeunes Canadiens.

Méthodologie. Cette étude descriptive et analytique a été réalisée auprès d'élèves de 12^e année de l'Ontario ayant participé à l'étude de référence COMPASS de 2012 à 2017. Nous avons eu recours à la modélisation par équations d'estimation généralisées (EEG) pour établir le lien entre l'âge de la première consommation d'alcool chez les répondants et la probabilité d'une consommation ou d'une absence de consommation d'alcool, d'une consommation excessive d'alcool et du mélange d'alcool et de boissons énergisantes.

Résultats. Les élèves ayant indiqué avoir consommé de l'alcool pour la première fois entre 13 et 14 ans étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool plutôt que de ne pas en consommer (RC = 2,80, intervalle de confiance [IC] à 95 % : 2,26 à 3,45) et étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de façon excessive plutôt que de ne pas en consommer de façon excessive (RC = 3,22, IC à 95 % : 2,45 à 4,25) comparativement aux élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 18 ans ou plus. Les élèves ayant commencé à consommer de l'alcool à 8 ans ou moins étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool plutôt que de ne pas en consommer (RC = 3,54, IC à 95 % : 2,83 à 4,43), avoir une consommation excessive d'alcool (RC = 3,99, IC à 95 % : 2,97 à 5,37) et mélanger alcool et boissons énergisantes (RC = 2,26, IC à 95 % : 1,23 à 4,14) comparativement aux élèves ayant commencé à consommer de l'alcool à 18 ans ou plus.

Conclusion. La consommation d'alcool pendant les premières années de l'adolescence permet de prédire la consommation d'alcool, la consommation excessive d'alcool ainsi que la tendance à mélanger alcool et boissons énergisantes lorsque les élèves arrivent en 12^e année. Ces résultats soulignent le besoin de déployer de nouveaux efforts de prévention de la consommation d'alcool.

Mots-clés : jeune, alcool, initiation, première consommation d'alcool, consommation excessive d'alcool, santé publique

Points saillants

- La prévalence de la consommation d'alcool chez les élèves de 12^e année se situait entre 45 % et 53 % pendant les six années d'étude.
- Les élèves ayant commencé à consommer de l'alcool entre 13 et 14 ans étaient près de trois fois plus susceptibles de consommer de l'alcool et trois fois plus susceptibles de consommer de l'alcool de façon excessive en 12^e année que les élèves ayant commencé à consommer de l'alcool à 18 ans ou plus.
- Les élèves ayant commencé à consommer de l'alcool à 8 ans ou moins étaient près de 3,5 fois plus susceptibles de consommer de l'alcool et 4 fois plus susceptibles de consommer de l'alcool de façon excessive en 12^e année que les élèves ayant commencé à consommer de l'alcool à 18 ans ou plus.

Introduction

On sait que la consommation d'alcool chez les adolescents a une incidence négative sur leur développement mental et physique¹ et que la consommation d'alcool par les pairs et les parents est l'un des principaux facteurs d'influence d'un tel comportement². L'âge légal minimum pour

Rattachement des auteurs :

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

2. École de la santé publique et des systèmes de santé, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada

Correspondance : Simone D. Holligan, 200, University Avenue Ouest, Waterloo (Ontario) N2L 3G1; tél. : 519-888-4567; courriel : sholligan@uwaterloo.ca

consommer de l'alcool a été fixé à 18 ans en Alberta, au Québec et au Manitoba et à 19 ans dans les autres provinces et territoires du Canada. On sait que plusieurs facteurs psychosociaux (en particulier les changements pubertaires, la vulnérabilité émotionnelle et la tendance à rechercher des sensations fortes) encouragent la consommation d'alcool chez les adolescents entrant à l'école secondaire^{2,3}. Au moyen de données du supplément sur la santé mentale de l'Enquête sur la santé en Ontario, DeWit et ses collègues⁴ ont prouvé l'existence d'un lien entre un âge précoce lors de la première consommation d'alcool et le développement d'un problème permanent d'abus d'alcool et de dépendance à l'alcool 10 ans après la première consommation. Les analyses de survie démontrent que les répondants ayant consommé de l'alcool pour la première fois entre 13 et 14 ans étaient plus susceptibles de développer un problème d'abus d'alcool que les élèves ayant commencé à consommer de l'alcool à 19 ans ou plus⁴. Les répondants ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 11 ou 12 ans étaient 9 fois plus susceptibles de développer une dépendance à l'alcool que ceux ayant commencé à consommer de l'alcool à 19 ans ou plus⁴.

La consommation excessive d'alcool, soit la consommation de cinq boissons alcoolisées ou plus en une même occasion⁵, a été associée à un plus faible rendement scolaire et à divers autres comportements à risque, en particulier le tabagisme et la consommation de drogues illicites⁶. D'après les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, parmi les jeunes de 12 à 17 ans, 4,2 % (n = 94 300) ont déclaré avoir consommé de l'alcool de façon excessive en 2017 et 3,4 % (n = 77 100) en 2018⁷. Les données de l'Enquête sur les comportements à risque des jeunes (Youth Risk Behaviour Survey) indiquent également que, outre que les taux de consommation excessive d'alcool sont similaires chez les filles et les garçons, ces taux augmentent avec l'âge et le niveau scolaire⁶. La consommation excessive d'alcool à l'adolescence permet également de prédire une consommation excessive d'alcool au début de l'âge adulte. Les données de la National Longitudinal Survey of Youth indiquent que la consommation excessive d'alcool entre 17 et 20 ans doublait le risque relatif de consommation excessive d'alcool à 30 et 31 ans chez les hommes et le triplait chez les femmes⁸. Le mélange d'alcool et de boissons énergisantes a

également été associé à une consommation d'alcool accrue par occasion⁹, et est considéré comme un indicateur fort de la tendance à prendre des risques chez les jeunes¹⁰. D'autres études ont fait état de liens entre la consommation d'alcool au début de l'adolescence et les blessures liées à l'alcool¹¹ et la probabilité accrue de dépendance à l'alcool plus tard dans la vie¹².

D'autres indicateurs de l'état de santé sont liés à la consommation d'alcool à un âge précoce. D'après les résultats du premier cycle de l'étude de référence COMPASS, les élèves qui fumaient étaient 61 % plus susceptibles de consommer de l'alcool et étaient deux fois plus susceptibles de consommer de l'alcool de façon excessive, tandis que les élèves qui consommaient de la marijuana étaient dix fois plus susceptibles de consommer de l'alcool et douze fois plus susceptibles de consommer de l'alcool de façon excessive¹³. Les élèves physiquement actifs (selon les lignes directrices de Santé Canada) étaient également 29 % plus susceptibles de consommer de l'alcool et 35 % plus susceptibles de consommer de l'alcool de façon excessive, ce qui suggère une forte influence de la culture sportive dans les écoles sur les comportements de consommation d'alcool chez les jeunes¹³. Aucune différence entre les garçons et les filles n'a été relevée en matière de probabilité de consommer de l'alcool et de consommation excessive d'alcool¹³. En matière de résilience, on peut regrouper les ressources de protection contre la consommation excessive d'alcool chez les jeunes en divers facteurs, en particulier la force des relations interpersonnelles¹⁴ et la structure scolaire¹⁵.

Notre étude visait à en apprendre davantage sur les jeunes qui consomment de l'alcool, particulièrement sur les facteurs de prédiction de la consommation d'alcool et sur les comportements connexes dans le cadre des politiques en vigueur. À notre connaissance, cet article est le premier du genre à analyser si l'âge de la première consommation d'alcool permet de prédire les tendances en matière de consommation d'alcool, de consommation excessive d'alcool et de mélange d'alcool et de boissons énergisantes au sein d'un vaste échantillon de jeunes Canadiens.

Méthodologie

Description de l'étude

L'étude de référence COMPASS est une étude de cohorte prospective (2012 à 2021)

conçue pour recueillir des données auprès d'un échantillon de commodité d'écoles secondaires canadiennes et d'élèves de la 9^e à la 12^e année fréquentant ces écoles. Des évaluations annuelles sont réalisées auprès des élèves pour mesurer leur sentiment d'appartenance à l'école ainsi que leurs taux de consommation d'alcool, de marijuana et de tabac, d'obésité, d'intimidation, de rendement scolaire et de santé mentale, au moyen du questionnaire COMPASS destiné aux élèves, décrit ailleurs¹⁶. Pour obtenir plus de détails au sujet de l'étude de référence COMPASS, notamment sur l'échantillonnage, sur la collecte de données et sur le processus de couplage des données, consulter le site www.compass.uwaterloo.ca. Les approbations en matière d'éthique pour cette étude ont été obtenues auprès du Bureau d'éthique de la recherche de l'Université Waterloo (BER 17264) et des commissions scolaires concernées.

Échantillon

Dans le cadre de notre enquête, nous avons utilisé les données sur les élèves de 12^e année de l'Ontario de la première (2012) à la sixième (2017) année de l'étude de référence COMPASS. Les critères d'inclusion ont été les suivants : toutes les commissions scolaires anglophones comptant des écoles secondaires avec des classes de la 9^e à la 12^e année et ayant une population d'au moins 100 élèves ou plus par niveau, écoles avec des classes standards, utilisation autorisée de protocoles d'information active et de consentement parental passif¹⁶. Nous avons communiqué avec toutes les commissions répondant à ces critères d'inclusion.

Au total, 5 699 élèves de 12^e année (provenant de 43 écoles) pendant la première année, 9 370 (provenant de 79 écoles) pendant la deuxième année, 8 322 (provenant de 78 écoles) pendant la troisième année; 8 046 (provenant de 72 écoles) pendant la quatrième année, 7 146 (provenant de 68 écoles) pendant la cinquième année et 6 505 (provenant de 61 écoles) pendant la sixième année ont participé à l'étude. Le taux de participation à l'étude pour chacune des années a varié entre 78 % et 82 %. L'absence de participation était principalement attribuable à l'absentéisme ou à une période libre prévue au moment de l'étude. Les élèves au sujet desquels des données n'ont pas été recueillies pour l'une des variables ont été exclus, ce qui a produit un échantillon final de 4 813 élèves

de 12^e année pendant la première année, 7749 pendant la deuxième année, 6736 pendant la troisième année, 6470 pendant la quatrième année, 5685 pendant la cinquième année et 5389 pendant la sixième année.

Mesures

Dans le questionnaire destiné aux élèves COMPASS, on a posé des questions au sujet des caractéristiques individuelles, des comportements relatifs à la consommation d'alcool et des facteurs de risque. Pour évaluer le genre, les élèves ont été invités à répondre à la question suivante : « Es-tu une fille ou un garçon? ». Pour évaluer l'ethnicité, les élèves ont été invités à répondre à la question suivante : « Comment te décrirais-tu? ». Les réponses ont été regroupées comme suit : « Blanc » pour « Blanc » et « Non-Blanc » pour « Noir », « Asiatique », « Autochtone hors réserve », « Latino-Américain/Hispanique » ou « Autre/Mixte ». Comme cela a été expliqué ailleurs¹⁵, pour évaluer le sentiment d'appartenance à l'école, on a utilisé une échelle à six points, les élèves ayant à déclarer dans quelle mesure ils étaient d'accord avec les énoncés suivants : « Je me sens proche des autres à l'école », « Je suis heureux de fréquenter mon école », « J'ai le sentiment d'appartenir à mon école », « J'ai l'impression que les enseignants de mon école sont justes envers moi », « Je me sens en sécurité à l'école » et « C'est important pour moi d'avoir de bonnes notes ». Les scores ont varié entre 6 et 24, les résultats plus élevés correspondant à un plus fort sentiment d'appartenance à l'école. Le coefficient de fiabilité alpha de Cronbach pour cette mesure est de 0,83.

Pour évaluer l'âge de la première consommation d'alcool, on a demandé aux élèves « À quel âge as-tu consommé (bu) de l'alcool pour la première fois, c'est-à-dire plus qu'une gorgée? ». Les réponses ont été regroupées comme suit : 8 ans ou moins; 9-10 ans, 11-12 ans, 13-14 ans, 15-16 ans, 17 ans et 18 ans ou plus. Pour évaluer la consommation d'alcool, on a demandé aux élèves « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois as-tu consommé plus qu'une gorgée d'alcool? ». Les réponses ont été regroupées en trois catégories : « consomme [actuellement] » (pour « une fois par mois », « de deux à trois fois par mois », « une fois par semaine », « de deux à trois fois par semaine », « de quatre à six fois par semaine » et « chaque jour »), « ne

consomme pas » (pour « je n'ai pas consommé d'alcool au cours des 12 derniers mois » ou « moins d'une fois par mois ») et « n'a jamais consommé » (pour « je n'ai jamais bu d'alcool »). Afin d'évaluer les comportements de consommation excessive d'alcool, on a posé aux élèves la question « Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence as-tu bu 5 consommations ou plus d'alcool à une même occasion? ». Les réponses ont été regroupées en : « consomme [actuellement] » (pour « une fois par mois », « de deux à trois fois par mois », « une fois par mois », « de deux à cinq fois par semaine » et « chaque jour ou presque chaque jour »), « ne consomme pas » (pour « je n'ai pas bu 5 consommations ou plus d'alcool dans une même occasion au cours des 12 derniers mois » et « moins d'une fois par mois ») et « jamais » (pour « je n'ai jamais fait ça »). Pour évaluer si les élèves mélangeaient alcool et boissons énergisantes, on leur a posé la question : « Au cours des 12 derniers mois, as-tu consommé de l'alcool mélangé ou prémélangé à une boisson énergisante (comme Red Bull, Rock Star, Monster ou une autre marque)? ». Les réponses ont été regroupées en « consomme [actuellement] » (pour « oui »), « ne consomme pas » (pour « je n'ai pas fait ça au cours des 12 derniers mois ») et « jamais » (pour « je n'ai jamais fait ça »).

Pour évaluer le tabagisme, on a posé aux élèves la question: « Au cours des 30 derniers jours, combien de jours as-tu fumé au moins une cigarette? ». Les réponses allaient de « jamais » à « 30 jours (chaque jour) » et ont été regroupées en deux catégories, « fumeur » pour les réponses allant de 1 à 30 jours et « non-fumeur » pour la réponse « 0 jour ». Pour évaluer la consommation de marijuana, on a posé aux élèves la question : « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois as-tu consommé de la marijuana ou du cannabis? ». Les réponses ont été regroupées en trois catégories, « consomme [actuellement] » (pour « une fois par mois », « de deux à trois fois par mois », « une fois par semaine », « de deux à trois fois par semaine », « de quatre à six fois par semaine » et « chaque jour »), « ne consomme pas » (pour « j'ai déjà consommé de la marijuana, mais pas au cours des 12 derniers mois » et « moins d'une fois par mois ») et « jamais » (pour « je n'ai jamais consommé de marijuana »). Pour évaluer les niveaux d'activité physique, les élèves ont été invités à indiquer pendant combien de minutes ils avaient participé à des activités physiques intenses ou modérées

au cours des sept derniers jours. Selon les Directives en matière de mouvements sur 24 heures de la Société canadienne de physiologie de l'exercice, les élèves ayant participé à des activités physiques intenses ou modérées pendant au moins 60 minutes chaque jour au cours des sept derniers jours relèvent de la catégorie « respecte les directives sur l'activité physique » tandis que les élèves ayant participé à des activités physiques pendant moins de 60 minutes au cours des sept derniers jours relèvent de la catégorie « ne respecte pas les directives sur l'activité physique ».

Analyses statistiques

Nous avons utilisé des statistiques descriptives pour illustrer la distribution des variables de l'étude. Une régression logistique marginale s'appuyant sur des modèles d'équations d'estimation généralisées (EEG) a ensuite servi à déterminer si, chez les élèves consommant de l'alcool, l'âge de la première consommation d'alcool avait une incidence ou non sur la consommation d'alcool, sur la consommation excessive d'alcool et sur le mélange d'alcool et de boissons énergisantes au cours des 12 derniers mois. Les modèles complets ont été adaptés à chaque résultat. Tous les modèles ont inclus le genre (fille ou garçon), l'ethnicité (blanc ou non blanc), le sentiment d'appartenance à l'école, l'année de collecte des données, le tabagisme, la consommation de marijuana ainsi que le niveau d'activité physique et ont également tenu compte du groupement par école.

Nous avons adapté les modèles d'EEG au moyen de la procédure SAS PROC GEE, avec une distribution binomiale et une fonction de lien *logit*. Tous les modèles reposent sur une structure de corrélation interchangeable fondée sur les résultats des premières analyses. Nous avons utilisé des estimations empiriques de l'erreur type pour calculer les intervalles de confiance et les statistiques de test. Les analyses ont été réalisées au moyen du logiciel statistique SAS, version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Résultats

Profils des répondants

Comme l'illustre le tableau 1, l'âge le plus fréquemment déclaré pour la première consommation d'alcool était de 15 à 16 ans, les proportions variant entre 31,0 % et

TABEAU 1
Profil des élèves de 12^e année de l'Ontario ayant participé à l'étude de référence COMPASS de 2012 à 2017

		2012		2013		2014		2015		2016		2017	
		N = 4 813		N = 7 749		N = 6 736		N = 6 470		N = 5 685		N = 5 389	
		n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
Genre	Filles	2 430	50	3 916	51	3 477	52	3 251	50	2 938	52	2 727	51
	Garçons	2 383	50	3 833	49	3 259	48	3 219	50	2 747	48	2 662	49
Ethnicité	Blanc	3 844	80	6 237	80	5 392	80	5 021	78	4 437	78	4 085	76
	Non blanc ^a	969	20	1 512	20	1 344	20	1 449	22	1 248	22	1 304	24
Âge à la première consommation d'alcool	8 ans et moins	217	5	329	4	324	5	300	5	238	4	222	4
	9-10 ans	107	2	235	3	152	2	173	3	140	2	121	2
	11-12 ans	307	6	451	6	371	6	357	6	335	6	249	5
	13-14 ans	1 252	26	1 978	26	1 664	25	1 535	24	1 319	23	1 251	23
	15-16 ans	1 545	32	2 639	34	2 217	33	2 059	32	1 747	31	1 754	33
	17 ans	218	5	367	5	329	5	327	5	290	5	269	5
	18 ans et plus	47	1	55	1	48	1	67	1	61	1	59	1
	Seulement une gorgée/jamais	1 120	23	1 695	22	1 631	24	1 652	26	1 555	27	1 464	27
Consommation d'alcool au cours des 12 derniers mois	Consomme	2 455	51	4 102	53	3 323	49	3 155	49	2 669	47	2 449	45
	Ne consomme pas	1 803	37	2 676	35	2 422	36	2 247	35	2 019	36	2 007	37
	N'a jamais consommé	555	12	971	13	991	15	1 068	17	997	18	933	17
Consommation excessive d'alcool au cours des 12 derniers mois	Consomme	1 783	37	2 940	38	2 359	35	2 189	34	1 830	32	1 584	29
	Ne consomme pas	1 488	31	2 372	31	2 087	31	2 005	31	1 715	30	1 720	32
	N'a jamais consommé	1 542	32	2 437	31	2 290	34	2 276	35	2 140	38	2 085	39
Mélange d'alcool et de boissons énergisantes au cours des 12 derniers mois	Consomme	1 270	26	1 817	23	1 437	21	1 290	20	971	17	907	17
	Ne consomme pas	446	9	814	11	634	9	556	9	451	8	358	7
	N'a jamais consommé	3 097	64	5 118	66	4 665	69	4 624	71	4 263	75	4 130	77
Tabagisme	Fumeur	695	14	1 188	15	1 002	15	1 059	16	885	16	759	14
	Non-fumeur	4 118	86	6 561	85	5 734	85	5 411	84	4 800	84	4 630	86
Consommation de marijuana	Consomme	1 084	23	1 772	23	1 557	23	1 488	23	1 308	23	1 307	24
	Ne consomme pas	1 162	24	1 850	24	1 541	23	1 480	23	1 256	22	1 262	23
	N'a jamais consommé	2 567	53	4 127	53	3 638	54	3 502	54	3 121	55	2 820	52
Conformité aux directives en matière d'activité physique	Oui	2 142	45	3 458	45	3 039	45	2 992	46	2 601	46	2 193	41
	Non	2 671	55	4 291	55	3 697	55	3 478	54	3 084	54	3 196	59
Sentiment d'appartenance à l'école^b	Moyenne (ET)	18,3 (3,2)		18,2 (3,3)		18,2 (3,5)		18,3 (3,5)		18,0 (3,5)		18,0 (3,6)	

^a Noir, Asiatique, Autochtone hors réserve, Latino-Américain/Hispanique et Autre/Mixte.

^b Résultats variant entre 6 et 24, les scores les plus élevés indiquant un plus fort sentiment d'appartenance à l'école.

34,0 % selon les années. Une moyenne de 24,5 % d'élèves de 12^e année a déclaré comme âge de la première consommation d'alcool 13 ou 14 ans et une moyenne de 4,5 % a déclaré comme âge de la première consommation d'alcool 8 ans ou moins. Parmi les élèves de 12^e année, le taux de prévalence de la consommation d'alcool variait entre 45,0 % et 53,0 % selon les années (figure 1). Le taux de prévalence de la consommation d'alcool a légèrement

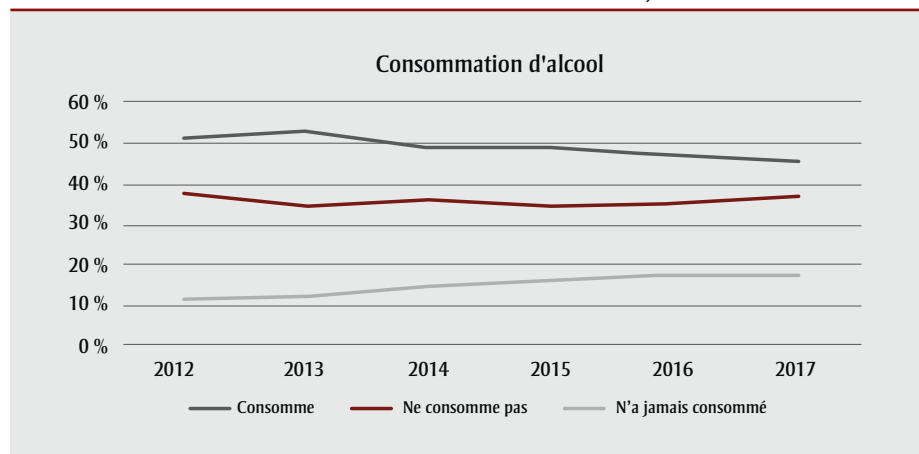
augmenté en 2013 ($p = 0,003$), puis a diminué de façon constante de 2013 à 2017 ($p < 0,001$). Comme l'indiquent le tableau 2 et la figure 2, le taux de prévalence de la consommation excessive courante d'alcool variait entre 29,0 % et 38,0 % selon les années et a diminué de façon constante de 2013 à 2017 ($p < 0,05$). Le taux de prévalence du mélange d'alcool et de boissons énergisantes était à son maximum en 2012 (26,0 %) puis a diminué de façon constante

au fil des années pour atteindre 17,0 % en 2017 ($p < 0,001$) (tableau 2 et figure 3). Les élèves ont fait état d'un sentiment d'appartenance à l'école variant entre 18,0 ($\pm 3,5$) et 18,3 ($\pm 3,5$) selon les années (tableau 1).

Consommation d'alcool

Comparativement aux élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première

FIGURE 1
Prévalence de la consommation d'alcool chez les élèves de 12^e année de l'Ontario dans le cadre de l'étude de référence COMPASS, 2012-2017



fois à 18 ans ou plus, les élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 13 ou 14 ans (rapport de cotes [RC] 2,80, intervalle de confiance [IC] à 95 % : 2,26 à 3,45), à 11 ou 12 ans (RC 2,86, IC à 95 % : 2,29 à 3,56) et à 8 ans ou moins (RC 3,54, IC à 95 % : 2,83 à 4,43) étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool que de ne plus en consommer (tableau 3). Pour chaque augmentation d'une unité du sentiment d'appartenance à l'école, une augmentation connexe de 5 % de la probabilité de consommer de l'alcool plutôt que de ne pas en consommer (RC 1,05, IC à 95 % : 1,04 à 1,06) a été observée. Les garçons étaient plus susceptibles que les filles de déclarer consommer de l'alcool plutôt que de ne pas en consommer (RC 1,20, IC à 95 % : 1,12 à 1,28).

Consommation excessive d'alcool

Comme l'illustre le tableau 3, comparativement aux élèves ayant déclaré avoir

consommé de l'alcool pour la première fois à 18 ans ou plus, les élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à l'âge de 16 ans ou moins étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de façon excessive que de ne pas en consommer (15 et 16 ans, RC = 1,97, IC à 95 % : 1,51 à 2,55; 13 et 14 ans, RC = 3,22, IC à 95 % : 2,45 à 4,25; 11 et 12 ans, RC = 2,96, IC à 95 % : 2,27 à 3,87; 9 et 10 ans, RC = 3,36, IC à 95 % : 2,49 à 4,54; 8 ans ou moins, RC = 3,99, IC à 95 % : 2,97 à 5,37). Les garçons étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de façon excessive plutôt que de ne pas en consommer comparativement aux filles (RC = 1,32, IC à 95 % : 1,24 à 1,40). Pour chaque augmentation d'une unité du sentiment d'appartenance à l'école, une augmentation de 3 % de la probabilité de consommation excessive d'alcool (RC = 1,03, IC à 95 % : 1,02 à 1,04) a été observée. Les élèves étaient moins

susceptibles de déclarer une consommation excessive d'alcool de 2015 à 2017 comparativement à l'année de référence, 2012 (2015, RC = 0,82, IC à 95 % : 0,71 à 0,94; 2016, RC = 0,81, IC à 95 % : 0,71 à 0,93; 2017, RC = 0,68, IC à 95 % : 0,60 à 0,78).

Mélange d'alcool et de boissons énergisantes

Comparativement aux élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 18 ans ou plus, les élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 8 ans ou moins étaient deux fois plus susceptibles de mélanger alcool et boissons énergisantes que ne pas consommer d'alcool (RC = 2,26, IC à 95 % : 1,23 à 4,14) (tableau 3). Les garçons étaient plus susceptibles que les filles de déclarer mélanger de l'alcool et des boissons énergisantes (RC = 1,25, IC à 95 % : 1,13 à 1,39). Les élèves non blancs étaient plus susceptibles de déclarer ne pas mélanger alcool et boissons énergisantes comparativement aux élèves blancs (RC = 1,15, IC à 95 % : 1,02 à 1,29). Le sentiment d'appartenance à l'école n'avait pas d'influence sur la probabilité de mélanger ou non alcool et boissons énergisantes. Les élèves étaient moins susceptibles de déclarer mélanger alcool et boissons énergisantes entre 2013 et 2017 que l'année de référence 2012 (2013, RC = 0,74 et IC à 95 % : 0,63 à 0,87; 2014, RC = 0,74 et IC à 95 % : 0,63 à 0,87; 2015, RC = 0,72 et IC à 95 % : 0,61 à 0,85; 2016, RC = 0,68 et IC à 95 % : 0,58 à 0,80; 2017, RC = 0,80 et IC à 95 % : 0,66 à 0,96) (tableau 3).

Autres indicateurs de risque

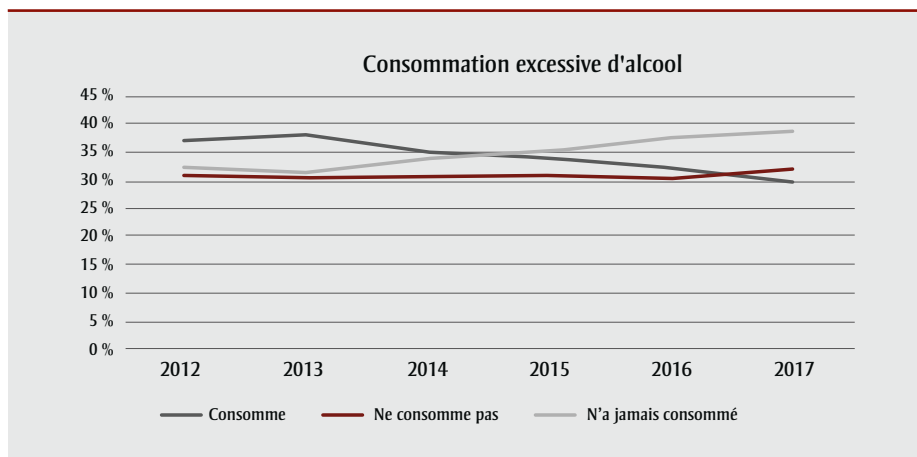
Les élèves ayant déclaré fumer étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool que

TABEAU 2
Prévalence de la consommation d'alcool, de la consommation excessive d'alcool et du mélange d'alcool et de boissons énergisantes au cours des 12 derniers mois chez les élèves de 12^e année de l'Ontario dans le cadre de l'étude de référence COMPASS, 2012-2017

		2012 (%)	2013 (%)	Valeur p ^a	2014 (%)	Valeur p ^a	2015 (%)	Valeur p ^a	2016 (%)	Valeur p ^a	2017 (%)	Valeur p ^a
Consommation d'alcool au cours des 12 derniers mois	Consomme	51	53		49		49		47		45	
	Ne consomme pas	37	35	0,003	36	< 0,001	35	< 0,001	36	< 0,001	37	< 0,001
	N'a jamais consommé	12	13		15		17		18		17	
Consommation excessive d'alcool au cours des 12 derniers mois	Consomme	37	38		35		34		32		29	
	Ne consomme pas	31	31	0,592	31	0,040	31	< 0,001	30	< 0,001	32	< 0,001
	N'a jamais consommé	32	31		34		35		38		39	
Mélange d'alcool et de boissons énergisantes au cours des 12 derniers mois	Consomme	26	23		21		20		17		17	
	Ne consomme pas	9	11	< 0,001	9	< 0,001	9	< 0,001	8	< 0,001	7	< 0,001
	N'a jamais consommé	64	66		69		71		75		77	

^a La valeur p est utilisée pour déterminer l'écart avec la valeur de référence de 2012.

FIGURE 2
Prévalence de la consommation d'alcool de façon excessive chez les élèves de 12^e année de l'Ontario dans le cadre de l'étude de référence COMPASS, 2012-2017



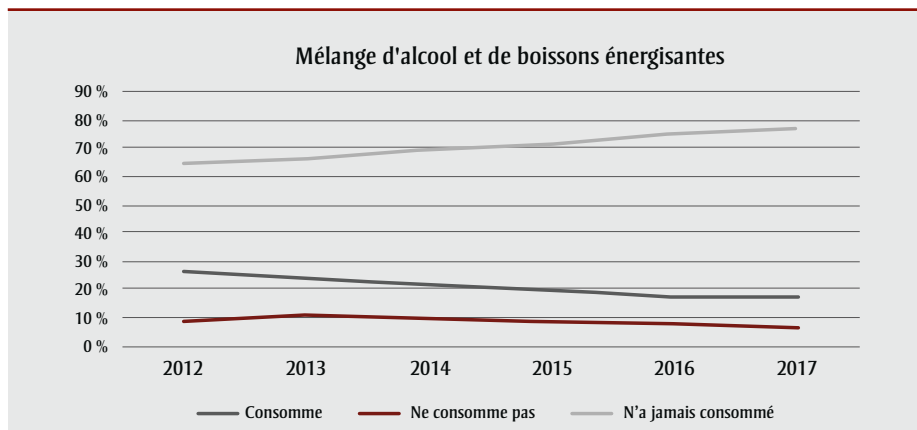
de pas en consommer (RC = 2,15, IC à 95 % : 1,93 à 2,39), d'avoir une consommation excessive d'alcool plutôt que de ne pas en consommer (RC = 2,37, IC à 95 % : 2,15 à 2,60) et de mélanger alcool et boissons énergisantes plutôt que de ne pas consommer d'alcool (RC = 1,57, IC à 95 % : 1,41 à 1,76) comparativement aux élèves non-fumeurs. Les élèves consommant de la marijuana étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool que ne pas en consommer (RC = 3,83, IC à 95 % : 3,49 à 4,21), d'avoir une consommation excessive que de ne pas consommer d'alcool (RC = 4,12, IC à 95 % : 3,80 à 4,48) et de mélanger alcool et boissons énergisantes que de ne pas consommer d'alcool (RC = 1,54, IC à 95 % : 1,37 à 1,73) comparativement aux élèves n'ayant jamais consommé de la marijuana. Les élèves physiquement actifs étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool que de ne pas en consommer

(RC = 1,31, IC à 95 % : 1,24 à 1,39) et d'avoir une consommation excessive que de ne pas consommer d'alcool (RC = 1,38, IC à 95 % : 1,30 à 1,46) comparativement aux élèves relativement inactifs.

Analyse

Notre étude indique des liens entre l'âge de la première consommation d'alcool et la consommation d'alcool et les comportements connexes chez un grand échantillon d'élèves de 12^e année de l'Ontario. Les élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 13 ou 14 ans étaient presque trois fois plus susceptibles de consommer de l'alcool et plus de trois fois plus susceptibles d'avoir une consommation excessive d'alcool comparativement aux élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 18 ans ou plus. Les élèves ayant déclaré

FIGURE 3
Prévalence du mélange d'alcool et de boissons énergisantes chez les élèves de 12^e année de l'Ontario dans le cadre de l'étude de référence COMPASS, 2012-2017



avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 8 ans ou moins étaient 3,5 fois plus susceptibles de consommer de l'alcool, près de 4 fois plus susceptibles de consommer de l'alcool de façon excessive et plus de 2 fois plus susceptibles de mélanger alcool et boissons énergisantes que les élèves ayant déclaré avoir consommé de l'alcool pour la première fois à 18 ans ou plus. Comme cela a été montré ailleurs⁴, les élèves plus jeunes sont, en fonction du moment de leur première consommation d'alcool, plus susceptibles d'afficher des tendances à la consommation d'alcool et une mésadaptation lors de leur passage à l'âge adulte. Bien que Miller et ses collègues⁶ aient fait état de taux de consommation excessive d'alcool similaires chez les filles et les garçons fréquentant l'école secondaire, les résultats de notre étude indiquent que les garçons de 12^e année étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool de façon excessive et de mélanger alcool et boissons énergisantes que les filles. Comme des travaux précédents l'ont montré¹³, les étudiants fumant, consommant de la marijuana et actifs physiquement étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool, de consommer de l'alcool de façon excessive et de mélanger alcool et boissons énergisantes. De plus, un plus fort sentiment d'appartenance à l'école chez ces élèves de 12^e année augmentait la probabilité de consommer de l'alcool et d'avoir une consommation excessive d'alcool, ce qui indique une influence possible des réseaux de pairs buvant de l'alcool dans les environnements scolaires². Notre étude indique également que les élèves de 12^e année actifs physiquement et les élèves de 12^e année ayant un fort sentiment d'appartenance à l'école étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool et de consommer de l'alcool de façon excessive. Bien que les modélisations de résilience aient montré des liens entre les mesures du sentiment d'appartenance à l'école et les comportements relatifs à la consommation d'alcool chez les jeunes^{6,17,18}, nous avançons l'hypothèse que les associations de ce type suivent un modèle de relation non linéaire en forme de U. Un fort sentiment d'appartenance à l'école peut relever d'autres facteurs, par exemple une participation aux activités sportives scolaires¹⁹, qui a été associée à une probabilité accrue de consommation d'alcool^{13,15}.

La prévalence de la consommation d'alcool était relativement élevée au sein de l'échantillon d'élèves de 12^e année, avec des taux de plus de 45 % pendant les années visées.

TABLEAU 3

Modèles EEG de régression logistique marginale examinant l'influence de l'âge de la première consommation d'alcool sur la consommation d'alcool, la consommation excessive d'alcool et le mélange d'alcool et de boissons énergisantes au cours des 12 derniers mois chez les élèves de 12^e année de l'Ontario dans le cadre de l'étude de référence COMPASS, 2012-2017

		Consommation d'alcool par rapport à non-consommation ^a (n = 27 725)			Consommation excessive d'alcool par rapport à non-consommation ^a (n = 24 072)			Mélange d'alcool et de boissons énergisantes par rapport à non-consommation ^a (n = 10 506)		
		RC	IC à 95 %		RC	IC à 95 %		RC	IC à 95 %	
			Inférieur	Supérieur		Inférieur	Supérieur		Inférieur	Supérieur
Genre	Filles									
	Garçons	1,20	1,12	1,28	1,32	1,24	1,40	1,25	1,13	1,39
Ethnicité	Blanc									
	Non blanc	0,81	0,75	0,88	0,94	0,84	1,05	1,15	1,02	1,29
Année de collecte	2012									
	2013	1,04	0,91	1,17	0,99	0,87	1,14	0,74	0,63	0,87
	2014	0,89	0,80	0,99	0,87	0,77	0,99	0,74	0,63	0,87
	2015	0,90	0,80	1,00	0,82	0,71	0,94	0,72	0,61	0,85
	2016	0,89	0,79	0,99	0,81	0,71	0,93	0,68	0,58	0,80
	2017	0,80	0,69	0,93	0,68	0,60	0,78	0,80	0,66	0,96
Âge de la première consommation d'alcool	≥ 18 ans									
	≤ 8 ans	3,54	2,83	4,43	3,99	2,97	5,37	2,26	1,23	4,14
	9-10 ans	2,81	2,15	3,67	3,36	2,49	4,54	1,39	0,75	2,59
	11-12 ans	2,86	2,29	3,56	2,96	2,27	3,87	1,73	0,97	3,10
	13-14 ans	2,80	2,26	3,45	3,22	2,45	4,25	1,51	0,85	2,68
	15-16 ans	1,69	1,39	2,06	1,97	1,51	2,55	1,43	0,80	2,53
	17 ans	0,73	0,60	0,90	0,93	0,69	1,27	1,48	0,81	2,69
État de fumeur	Non-fumeur									
	Fumeur	2,15	1,93	2,39	2,37	2,15	2,60	1,57	1,41	1,76
Consommation de marijuana	Jamais									
	Ne consomme pas	1,90	1,76	2,05	2,01	1,89	2,14	1,13	1,01	1,27
	Consomme	3,83	3,49	4,21	4,12	3,80	4,48	1,54	1,37	1,73
Respect des directives d'activité physique	Non									
	Oui	1,31	1,24	1,39	1,38	1,30	1,46	1,06	0,96	1,16
Sentiment d'appartenance à l'école ^b		1,05	1,04	1,06	1,03	1,02	1,04	0,99	0,98	1,00

Abréviations : EEG, équation d'estimation généralisée; RC, rapport de cotes.

Remarque : Les catégories de références sont « filles », « blanc », « 2012 », « 18 ans ou plus », « non-fumeur », « n'a jamais consommé » et « non ».

^a Les élèves n'ayant jamais consommé ont été exclus.

^b Les scores variaient entre 6 et 24, les résultats les plus élevés indiquant un sentiment plus fort d'appartenance à l'école.

La prévalence de la consommation excessive d'alcool chez ces élèves était relativement élevée, avec des taux fluctuant entre 29 % et 38 % pendant les années visées. Une faible diminution des taux de consommation excessive d'alcool entre 2012 et 2017 est sans doute attribuable à une augmentation relative du nombre d'élèves ayant déclaré n'avoir jamais consommé d'alcool de façon excessive, étant donné que la proportion d'élèves déclarant ne pas consommer d'alcool de façon excessive est demeurée stable. Bien qu'on ne puisse leur attribuer une nature évaluative, les diminutions des taux de consommation excessive d'alcool sont parallèles aux changements de politiques municipales relatives à l'alcool de Santé publique Ontario²⁰ ainsi qu'à l'accent mis sur les blessures liées à l'alcool

relevées par l'équipe du projet local de collaboration axé sur l'alcool²¹.

On considère que la tendance à mélanger alcool et boissons énergisantes est un marqueur de comportements à risque¹⁰. Une méta-analyse indique que les consommateurs qui combinent alcool et boissons énergisantes plutôt que de consommer uniquement de l'alcool sont plus susceptibles de consommer davantage d'alcool lors d'une même occasion⁹. La réglementation de Santé Canada visant les fabricants d'aliments et de produits naturels stipule que l'étiquetage des boissons énergisantes doit indiquer que le produit n'est pas recommandé pour les enfants et qu'il ne doit pas être mélangé avec de l'alcool.

L'industrie avait jusqu'en décembre 2013 pour se conformer à cette exigence d'étiquetage. La prévalence de la tendance à mélanger alcool et boissons énergisantes chez les élèves de 12^e année était inférieure à 30 % en 2012 et a diminué de façon constante au cours des années suivantes. Seules des expériences en milieu réel permettraient de déterminer si ce déclin est attribuable à cette politique, mais une diminution de près de 10 % de la prévalence sur six ans est prometteuse pour les futures stratégies intersectorielles de prévention et pour les programmes de renoncement²².

Forces et limites

Notre étude repose sur un large échantillon d'élèves de 12^e année tiré d'un échantillon

de commodité d'écoles de la province de l'Ontario. L'étude COMPASS est une étude de cohorte prospective (de 2012 à 2021) dans le cadre de laquelle des données ont été recueillies auprès d'un échantillon de commodité d'écoles secondaires et d'élèves de la 9^e à la 12^e année fréquentant ces écoles. L'étude COMPASS utilise un processus d'échantillonnage raisonné pour recruter les écoles participantes de différentes zones géographiques¹⁶. Bien que cette approche puisse avoir une incidence sur la validité externe, les données sont comparables à celles d'autres études d'envergure sur la prévalence de la consommation d'alcool et de la consommation excessive d'alcool chez les jeunes Canadiens, comme l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2009-2010), l'Enquête de surveillance canadienne de la consommation d'alcool et de drogues²³ et l'Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves²⁴. Les données du questionnaire destiné aux élèves de l'étude de référence COMPASS étaient autodéclarées et, bien qu'un biais puisse s'être produit en raison de l'autodéclaration, cette méthode offre une représentation émiqque des comportements en matière de santé des élèves. La procédure de collecte de donnée limite également le biais lié à la désirabilité sociale par l'utilisation d'une approche d'information active et de consentement passif, qui est utile pour protéger la confidentialité et minimiser la sous-déclaration²⁵. Bien que la conception transversale répétée de notre étude tienne compte des changements au sein de l'échantillon au fil du temps, l'interprétation des résultats pourrait n'être pertinente que pour une proportion d'élèves de 12^e année.

Conclusion

Une forte prévalence de la consommation d'alcool a été observée chez les élèves de 12^e année en Ontario, prévalence accompagnée d'une relative stabilité pendant les six ans de l'étude. Les taux de consommation excessive d'alcool ont atteint un sommet puis ont légèrement diminué au fil des années tandis que le taux de mélange d'alcool et de boissons énergisantes a généralement diminué au fil des années. Un âge à la première consommation d'alcool de 14 ans ou moins a permis de prédire la consommation d'alcool chez les élèves de 12^e année. Un âge à la première consommation d'alcool de 16 ans ou moins a permis de prédire une consommation excessive d'alcool tandis qu'un âge à la première consommation de 12 ans ou moins

a permis de prédire un mélange d'alcool et de boissons énergisantes chez les élèves de 12^e année. Les conclusions de l'étude soulignent le besoin d'adopter de nouvelles approches en matière de prévention de la consommation d'alcool et d'élaborer des programmes de renoncement visant spécifiquement les jeunes.

Remerciements

L'étude de référence COMPASS a été appuyée par une subvention transitoire de l'Institut de la nutrition, du métabolisme et du diabète (INMD) des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC) dans le cadre de l'attribution du financement prioritaire « Interventions pour prévenir ou traiter l'obésité » (OOP-110788; subvention accordée à S. Leatherdale) et par une subvention de fonctionnement de l'Institut de la santé publique et des populations (ISPP) des IRSC (MOP-114875; subvention accordée à S. Leatherdale). Le Dr Leatherdale est titulaire d'une chaire de recherche appliquée en santé publique financée par l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) en partenariat avec les IRSC. La Dr^e Holligan a reçu le soutien de l'Agence de la santé publique du Canada par l'entremise du programme des bourses de recherche scientifique du Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie (CRSNG).

Conflits d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts en ce qui concerne ces travaux.

Contributions des auteurs et avis

SH a conçu l'étude et rédigé l'article. KB a analysé les données. SL a élaboré l'étude et recueilli les données. Tous les auteurs ont contribué à l'interprétation des résultats et aux premières versions de l'article et ont approuvé la version finale du manuscrit.

Le contenu de cet article ainsi que les opinions qui y sont exprimées n'engagent que les auteurs; elles ne reflètent pas nécessairement celles du gouvernement du Canada.

Références

1. Butt P, Beirness D, Gliksman L, Paradis C, Stockwell T. L'alcool et la santé au Canada : résumé des données probantes et directives de consommation à faible risque. Ottawa (Ont.) : Centre canadien de lutte contre l'alcoolisme et les toxicomanies; 2011. 72 p.

2. Kelly AB, Chan GC, Toumbourou JW, et al. Very young adolescents and alcohol: evidence of a unique susceptibility to peer alcohol use. *Addict Behav.* 2012;37(4):414-419.
3. Monahan KC, Steinberg L, Cauffman E. Affiliation with antisocial peers, susceptibility to peer influence, and antisocial behavior during the transition to adulthood. *Dev Psychol.* 2009; 45(6):1520-1530.
4. DeWit DJ, Adlaf EM, Offord DR, Ogborne AC. Age at first alcohol use: a risk factor for the development of alcohol disorders. *Am J Psychiatry.* 2000;157(5):745-750.
5. Wechsler H, Nelson TF. Binge drinking and the American college student: what's five drinks? *Psychol Addict Behav.* 2001;15(4):287-291.
6. Miller JW, Naimi TS, Brewer RD, Jones SE. Binge drinking and associated health risk behaviors among high school students. *Pediatrics.* 2007;119(1):76-85.
7. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Tableau 13-10-0096-11: Consommation abusive d'alcool, selon le groupe d'âge [Internet]; Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2018 [consultation en juillet 2019]. En ligne à : https://www150.statcan.gc.ca/t1/tb11/fr/tv.action?pid=1310009611&request_locale=fr
8. McCarty CA, Ebel BE, Garrison MM, et al. Continuity of binge and harmful drinking from late adolescence to early adulthood. *Pediatrics.* 2004;114(3): 714-719.
9. Verster JC, Benson S, Johnson SJ, Alford C, Godefroy SB, Scholey A. Alcohol mixed with energy drink (AMED): a critical review and meta-analysis. *Hum Psychopharmacol [Internet].* 2018;33(2): e2650. En ligne à : <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5901036/pdf/HUP-33-na.pdf>
10. Verster JC, Aufricht C, Alford C. Energy drinks mixed with alcohol: misconceptions, myths, and facts. *Int J Gen Med [Internet].* 2012;5:187-98. En ligne à : <https://www.dovepress.com/energy-drinks-mixed-with-alcohol-misconceptions-myths-and-facts-peer-reviewed-article-IJGM>

11. Kypri K, Paschall MJ, Langley J, Baxter J, Cashell-Smith M, Bourdeau B. Drinking and alcohol-related harm among New Zealand university students: findings from a national web-based survey. *Alcohol Clin Exp Res*. 2009;33(2):307-314.
12. Palmer RH, Young SE, Hopfer CJ, et al. Developmental epidemiology of drug use and abuse in adolescence and young adulthood: evidence of generalized risk. *Drug Alcohol Depend*. 2009;102(1-3):78-87.
13. Herciu AC, Laxer RE, Cole A, Leatherdale ST. A cross-sectional study examining factors associated with youth binge drinking in the COMPASS study: year 1 data. *J Alcohol Drug Depend* [Internet]. 2014;2(4):172. En ligne à : <https://www.longdom.org/open-access/a-cross-sectional-study-examining-factors-associated-with-youth-binge-drinking-in-the-compass-study-year-data-2329-6488.1000172.pdf>
14. Stanton B, Li X, Pack R, Cottrell L, Harris C, Burns JM. Longitudinal influence of perceptions of peer and parental factors on African American adolescent risk involvement. *J Urban Health*. 2002;79(4):536-548.
15. Crosnoe R. Academic and health-related trajectories in adolescence: the intersection of gender and athletics. *J Health Soc Behav*. 43(3):317-335.
16. Leatherdale ST, Brown S, Carson V, et al. The COMPASS study: a longitudinal hierarchical research platform for evaluating natural experiments related to changes in school-level programs, policies and built environment resources. *BMC Public Health* [Internet]. 2014;14(1):331. En ligne à : <https://bmcpublichealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/1471-2458-14-331>
17. Costa FM, Jessor R, Turbin, MS. Transition into adolescent problem drinking: the role of psychosocial risk and protective factors. *J Stud Alcohol*. 1999;60(4):480-490.
18. Weatherson KA, O'Neill M, Lau EY, Qian W, Leatherdale ST, Faulkner GEJ. The protective effects of school connectedness on substance use and physical activity. *J Adolesc Health*. 2018;63(6):724-731.
19. Patte KA, Qian W, Leatherdale ST. Les abus occasionnels d'alcool en lien avec le rendement scolaire, l'investissement dans les études et les aspirations et attentes en matière de scolarité : une étude longitudinale chez les élèves du secondaire ayant participé à l'étude COMPASS. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada* 2017;37(11):421-432.
20. Agence ontarienne de protection et de promotion de la santé (Santé publique Ontario). *Aperçu : les huit étapes de l'élaboration d'un règlement municipal*. Toronto (Ont.), Imprimeur de la Reine pour l'Ontario; 2014. 3 p.
21. The Alcohol Locally Driven Collaborative Project (LDLCP) Team. *Addressing alcohol consumption and alcohol-related harms at the local level*. Toronto (Ont.) : Public Health Ontario; 2014. 222 p.
22. de Goeij MC, Jacobs MA, van Nierop P, et al. Impact of cross-sectoral alcohol policy on youth alcohol consumption. *J Stud Alcohol Drugs*. 2016;77(4):596-605.
23. Kirst M, Mecredy G, Chaiton M. The prevalence of tobacco use co-morbidities in Canada. *Can J Public Health*. 2013;104(3):e210-e215.
24. Gouvernement du Canada. *L'Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves: tableaux détaillés de 2016-2017* [Internet]. Tableau 14. Consommation au cours des 12 derniers mois et âge moyen de la première consommation d'alcool et de cannabis, selon le sexe, Canada, 2016-2017. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada. 2018 [consultation en novembre 2018]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/enquete-canadienne-tabac-alcool-et-drogues-eleves/2016-2017-tableaux-supplementaires.html#t14>
25. Thompson-Haile A, Bredin C, Leatherdale ST. Rationale for using active-information passive-consent permission protocol in COMPASS. *Waterloo (Ont.) : University of Waterloo and Canadian Institutes of Health Research. Compass Technical Report Series*. 2013;1(6). 10 p.

Aperçu

Vingt ans de surveillance du diabète grâce au Système canadien de surveillance des maladies chroniques

Allana G. LeBlanc, Ph. D.; Yong Jun Gao, M. Sc.; Louise McRae, B. Sc.; Catherine Pelletier, M. Sc.

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

En 1999, le gouvernement du Canada, en collaboration avec les provinces et les territoires, met sur pied le Système national de surveillance du diabète (SNSD) afin de suivre l'évolution des taux de diabète au Canada. Le SNSD utilise alors une nouvelle méthode pour recueillir et communiquer les données nationales sur le diabète de façon systématique, au moyen de bases de données administratives sur la santé reliées entre elles. Depuis, il a évolué pour devenir le Système canadien de surveillance des maladies chroniques (SCSMC) et fournit de l'information sur plus de 20 maladies chroniques. Cet article présente les données les plus à jour du SCSMC sur les taux de diabète au Canada. Actuellement, 8,8 % des Canadiens (9,4 % d'hommes et 8,1 % de femmes d'un an et plus) sont atteints de diabète, et environ 549 nouveaux cas sont diagnostiqués chaque jour. Depuis 2000, le taux de prévalence normalisé selon l'âge a augmenté en moyenne de 3,3 % par année, le taux d'incidence normalisé selon l'âge est demeuré relativement stable et les taux de mortalité toutes causes confondues chez les personnes atteintes de diabète ont diminué en moyenne de 2,1 % par année. Cela laisse entendre que l'on vit plus longtemps avec un diagnostic de diabète.

Introduction

Le diabète sucré est un trouble métabolique caractérisé par une déficience de la sécrétion ou de l'action de l'insuline et entraînant une hyperglycémie. Le diabète peut causer un éventail de complications à long terme, en particulier des maladies cardiovasculaires, une rétinopathie, une néphropathie, une neuropathie, des amputations et une diminution de l'espérance de vie¹. La majorité des cas de diabète relève de deux catégories : diabète de type 1 ou diabète de type 2. Au sein de la population générale, on estime qu'environ 90 % des diagnostics de diabète correspondent au type 2, 9 % au type 1 et 1 % relèvent d'autres types (p. ex. diabète gestationnel, autres types particuliers liés aux gènes ou à des interactions médicamenteuses)¹. Le diabète de type 1 est une maladie auto-immune qui ne peut être prévenue¹. Le diabète de type 2 est dû à un ensemble de facteurs sociaux, environnementaux et génétiques^{1,2}.

Les facteurs de risque du diabète de type 2 sont l'obésité, une mauvaise alimentation (p. ex. une alimentation principalement constituée d'aliments ultra-transformés), l'inactivité physique, un faible statut socio-économique, le vieillissement et l'origine ethnique (p. ex. risque accru chez les Canadiens noirs, les Canadiens sud-asiatiques et les peuples autochtones)^{2,3}. Les données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé indiquent qu'environ 7,3 % des Canadiens (de 12 ans et plus) sont atteints de diabète. Toutefois, ce chiffre est basé sur des données fournies par les répondants, ce qui peut conduire à une sous-estimation⁴.

Pour relever le défi posé par le diabète au Canada, le Gouvernement du Canada, en collaboration avec les provinces et les territoires, a créé le Système national de surveillance du diabète (SNSD) en 1999^{5,6}. Plus spécifiquement, le SNSD a été créé pour effectuer une surveillance continue

Points saillants

- Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques fournit des renseignements importants sur les taux de diabète au Canada depuis 2000.
- Actuellement, 8,8 % des Canadiens (9,4 % des hommes et 8,1 % des femmes d'un an et plus) sont atteints de diabète.
- Le taux de prévalence du diabète normalisé selon l'âge a augmenté avec le temps, tandis que le taux d'incidence normalisé selon l'âge est demeuré stable.
- Le taux de mortalité toutes causes confondues chez les personnes atteintes de diabète a diminué, ce qui donne à penser que l'on vit plus longtemps avec un diagnostic de diabète.

du diabète et de ses complications, pour créer une base de données nationale normalisée en intégrant des bases de données nouvelles et préexistantes, pour diffuser des renseignements comparatifs nationaux visant à orienter l'élaboration de stratégies efficaces en matière de prévention et de traitement du diabète et enfin pour fournir une base à l'évaluation des questions économiques et financières liées aux soins, à la gestion et au traitement du diabète au Canada⁵. Depuis son lancement, le SNSD a évolué pour devenir le Système canadien de surveillance des maladies chroniques (SCSMC), relevant aujourd'hui de l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC), et il fournit actuellement des données sur 20 maladies chroniques⁵. Le SCSMC a été

Rattachement des auteurs :

Centre de surveillance et de recherche appliquée, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Allana LeBlanc, Centre de surveillance et de recherche appliquée, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 343-549-2509; courriel : allana.leblanc@canada.ca

utilisé pour rendre compte de diverses tendances en lien avec des maladies chroniques au Canada, en particulier l'incidence, la mortalité et la multimorbidité⁶⁷⁻¹⁰. Le SCSMC ayant publié son premier rapport sur le diabète en 2000, 2019 marque 20 ans de surveillance du diabète à l'aide du système. Cet aperçu fournit des données sur les tendances en matière de prévalence, d'incidence et de mortalité toutes causes confondues du diabète au Canada depuis la création du SCSMC.

Méthodologie

Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques

Grâce au SCSMC, les dossiers qui figurent dans le registre d'assurance-maladie des provinces et des territoires sont jumelés, au moyen d'un identificateur personnel unique, aux demandes de remboursement de médecins, aux dossiers de congé des hôpitaux et aux dossiers des médicaments sur ordonnance correspondants, dans le but de fournir des renseignements sur l'incidence, la prévalence et la mortalité¹¹⁻¹³. Les données sur les cas de maladie recensés sont extraites, pour chaque province et territoire, à l'aide d'une approche analytique normalisée reposant sur les définitions de cas relevant de chaque maladie ou affection du SCSMC. Les données individuelles sont regroupées à l'échelle provinciale ou territoriale avant d'être présentées à l'ASPC, dans le but de protéger la vie privée des patients. Elles sont recueillies et mises à jour régulièrement et fournissent de l'information par groupe d'âge, sexe, province/territoire et tendances au fil du temps. Le SCSMC fournit des données sur tous les Canadiens admissibles à l'assurance-maladie provinciale ou territoriale, soit près de 97 % de la population.

Définition de cas de diabète

Les Canadiens âgés d'un an ou plus sont considérés comme ayant reçu un diagnostic de diabète s'ils ont au moins un dossier d'hospitalisation ou au moins deux demandes de paiement de médecins en deux ans avec un code de la Classification internationale des maladies (Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, ou CIM) correspondant au diabète. La définition de cas actuelle ne permet pas de faire la distinction entre le diabète de type 1 et le diabète de type 2 et rend donc compte du

regroupement des deux types. La prévalence correspond à la prévalence à vie et l'incidence correspond à la première fois que le patient a répondu aux critères du diabète. Les codes CIM valides sont : CIM-9-MC : 250, et CIM-10-CA : E10, E11, E12, E13, E14. Pour tenir compte du diabète gestationnel, les dossiers contenant des codes pour le diabète sont supprimés chez les femmes de 10 à 54 ans pendant 120 jours avant et 190 jours après l'inscription de tout code lié à une grossesse ou à des services d'obstétrique. Certaines provinces et certains territoires éliminent d'autres renseignements : sont ainsi exclues les données de la Nouvelle-Écosse pour les jeunes de 1 à 19 ans, les données du Yukon avant 2010-2011 et les données du Nunavut avant 2005-2006; ne sont pas disponibles les données de la Saskatchewan pour 2016-2017. Des détails supplémentaires sur l'étude de cas sur le diabète sont disponibles sur l'outil de données en ligne du SCSMC (<https://sante-infobase.canada.ca/scsmc/outil-de-donnees/>)³ et ailleurs⁵.

Analyse statistique

Les données du SCSMC présentées dans cet aperçu correspondent à la mise à jour de mars 2019 et portent sur les Canadiens d'un an et plus ayant reçu un diagnostic de diabète de type 1 ou de type 2 et après exclusion du diabète gestationnel. Elles sont présentées pour chaque exercice financier (soit du 1^{er} avril au 31 mars). Les taux bruts reposent sur les effectifs arrondis aléatoirement au multiple de 10 le plus proche. Les taux normalisés selon l'âge reposent sur des effectifs non arrondis et normalisés selon les données postcensitaires finales de la population canadienne de 2011, publiées en 2013, en utilisant des groupes d'âge tout au long de la vie. Le ratio des taux de mortalité a été calculé en divisant le taux de mortalité toutes causes confondues chez les personnes atteintes de diabète par le taux de mortalité toutes causes confondues chez les personnes non diabétiques. Un ratio de taux supérieur à 1 indique que la mortalité est plus élevée chez les personnes atteintes de la maladie que chez les personnes non atteintes, et ce, quelle que soit la cause du décès. Si l'on suppose que les taux de mortalité de référence normalisés selon l'âge des personnes avec la maladie et ceux des personnes sans la maladie sont semblables, on peut attribuer la différence des taux de mortalité toutes causes confondues, représentée par le ratio de ces taux, aux décès directement ou indirectement liés à la

maladie. De plus amples renseignements se trouvent en ligne dans le résumé des méthodes du SCSMC (<https://sante-infobase.canada.ca/scsmc/outil-de-donnees/Methods>).

Nous avons utilisé le logiciel Joinpoint pour exécuter les modèles de régression séquentielle destinés à calculer la variation des taux normalisés selon l'âge au fil du temps et à repérer tout changement statistiquement significatif des tendances entre 2000-2001 et 2016-2017 (logiciel Joinpoint version 4.2.0.2, National Cancer Institute, Bethesda, Maryland, États-Unis). Cela nous a permis de cerner les périodes où la variation annuelle en pourcentage différait considérablement. Le nombre maximal de points de jonction a été fixé à quatre. Le nombre minimal d'observations d'un point de jonction au début ou à la fin des données et le nombre minimal d'observations entre les points de jonction ont été fixés à quatre. Les taux normalisés selon l'âge tiennent compte des différences dans la structure d'âge de la population au fil du temps. Nous avons utilisé la version 9.3 du logiciel SAS (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis) pour toutes les autres analyses statistiques. La signification statistique a été fixée à $p < 0,05$.

Résultats et analyse

Les taux de diabète sont présentés dans le tableau 1. En 2016-2017, environ 8,8 % des Canadiens (9,4 % chez les hommes et 8,1 % chez les femmes; population d'un an et plus) étaient atteints de diabète. La prévalence du diabète était plus élevée chez les adultes que chez les enfants et les jeunes (10,9 % contre 0,3 %). Cela signifie qu'en 2016-2017, environ 3,2 millions de Canadiens vivaient avec le diabète (figure 1-A), soit environ 1 adulte sur 11 (20 ans et plus) et 1 enfant ou 1 jeune sur 333 (1 à 19 ans). Depuis 2000-2001, les taux de prévalence normalisés selon l'âge ont augmenté en moyenne de 3,3 % par année ($p < 0,001$; figure 1-A). La plus forte augmentation, 5,3 % en moyenne, a eu lieu entre 2000-2001 et 2006-2007 ($p < 0,001$). Entre 2006-2007 et 2010-2011, le taux de prévalence normalisé selon l'âge a augmenté en moyenne de 3,3 % par année ($p < 0,001$); de 2010-2011 à 2016-2017, il a augmenté en moyenne de 1,2 % par année ($p < 0,001$).

En 2016-2017, le taux de nouveaux cas de diabète diagnostiqués était de 603,5 pour

TABLEAU 1
Taux de diabète au Canada, Système canadien de surveillance des maladies chroniques, 2016-2017

Indicateur	Total	Hommes	Femmes
Prévalence (n, %)			
Population totale (1 an et plus)	3 170 969 (8,8)	1 686 700 (9,4)	1 484 260 (8,1)
Enfants et jeunes (1 à 19 ans)	24 330 (0,3)	12 700 (0,3)	11 630 (0,3)
Adultes (20 ans et plus)	3 146 630 (10,9)	1 674 010 (11,8)	1 472 630 (10,0)
Incidence (n, taux pour 100 000)			
Population totale (1 an et plus)	200 400 (603,5)	109 230 (667,9)	91 160 (540,9)
Enfants et jeunes (1 à 19 ans)	3 070 (42,1)	1 530 (40,9)	1 540 (43,3)
Adultes (20 ans et plus)	197 330 (761,5)	107 700 (853,7)	89 630 (674,0)
Taux de mortalité (population totale d'1 an et plus; IC à 95 %)	1,96 (1,91 à 2,02)	1,80 (1,74 à 1,85)	2,11 (2,00 à 2,23)

Abréviation : IC, intervalle de confiance.

Remarque : Les données, à jour en date de mars 2019, comprennent les diabètes de type 1 et de type 2 diagnostiqués combinés mais excluent le diabète gestationnel. Sont exclues les données de la Nouvelle-Écosse pour les 1 à 19 ans, les données du Yukon avant 2010-2011 et les données du Nunavut avant 2005-2006; ne sont pas disponibles les données de la Saskatchewan pour 2016-2017.

100 000 Canadiens (d'un an et plus). Cela représente environ 200 400 nouveaux cas par année, soit 549 nouveaux cas par jour (figure 1-B). Entre 2000-2001 et 2006-2007, le taux d'incidence normalisé selon l'âge a augmenté en moyenne de 2,2 % par année ($p < 0,001$) et, entre 2006-2007 et 2016-2017, il a diminué en moyenne de 2,2 % par année ($p < 0,001$). Cela signifie que, tout au long de la période de surveillance, les taux d'incidence normalisés selon l'âge sont demeurés relativement stables (variation annuelle moyenne en pourcentage : $-0,5$, $p = 0,10$). En 2016-2017, le taux de mortalité toutes causes confondues chez les personnes atteintes de diabète était de 1 020,6 pour 100 000, contre 519,5 pour 100 000 chez les personnes non diabétiques (figure 1-C). Entre 2000-2001 et 2016-2017, le taux de mortalité toutes causes confondues a diminué (variation annuelle moyenne en pourcentage : $-2,1$, $p < 0,001$). Cette tendance a été particulièrement prononcée entre 2000-2001 et 2013-2014, avec une baisse du taux de mortalité toutes causes confondues de 2,9 % ($p < 0,001$). Entre 2013-2014 et 2016-2017, il n'y a eu aucun changement (variation annuelle en pourcentage : $1,7$ %, $p = 0,30$). Comparativement aux personnes qui ne sont pas atteintes de diabète, le taux de mortalité des personnes qui en sont atteintes est environ 1,96 fois plus élevé (intervalle de confiance [IC] à 95 % : $1,91$ à $2,02$).

Points forts et limites

Comparativement à d'autres systèmes ou enquêtes de surveillance, le SCSMC offre

plusieurs avantages. Il permet de recueillir des données sur l'incidence (plus sensibles aux variations épidémiologiques de la maladie qu'à la prévalence), d'examiner les tendances au fil du temps, de produire des données comparables entre les provinces et les territoires (aller sur la page <https://sante-infobase.canada.ca/scsmc/outil-de-donnees/> et sélectionner « diabète » et « comparaisons géographiques ») et d'inclure des données à l'échelle de la population fondées sur les maladies ou affections diagnostiquées sur le plan médical. La principale lacune de cette étude réside dans le fait que la définition de cas actuelle ne permet pas de faire la différence entre le diabète de type 1 et le diabète de type 2. Le SCSMC se limite également au diabète diagnostiqué chez les utilisateurs des services de santé. Cela peut conduire à une sous-estimation de la prévalence, due au diabète subclinique ou non diagnostiqué. L'influence d'autres facteurs contextuels susceptibles d'infléchir l'évolution des taux (p. ex. l'origine des différences dans les variations annuelles en pourcentage) n'a pas été étudiée. De futures recherches auraient à peaufiner la définition de cas de diabète et notamment à envisager la possibilité d'inclure des bases de données sur les médicaments sur ordonnance¹⁴. Il serait également utile d'examiner les facteurs contextuels susceptibles d'influencer les taux de diabète au Canada. De futures recherches pourraient également examiner la multimorbidité et calculer les coûts associés à diverses maladies.

Conclusion

Le SCSMC et son architecture originale fournissent d'excellentes données sur les maladies et les affections chroniques au Canada. Depuis 20 ans, l'ASPC, en partenariat avec l'ensemble des provinces et des territoires, rend compte des taux de diabète à l'échelle nationale. Notre étude fournit les renseignements les plus à jour sur la prévalence, l'incidence et la mortalité du diabète au Canada. En 2016-2017, 8,8 % des Canadiens étaient atteints de diabète, soit environ 1 adulte sur 11 et 1 enfant ou jeune sur 333. Environ 549 nouveaux cas sont diagnostiqués chaque jour. Le taux de prévalence du diabète normalisé selon l'âge a augmenté avec le temps, tandis que le taux d'incidence normalisé selon l'âge est demeuré relativement stable. Cela peut s'expliquer en partie par le fait que l'on vit plus longtemps avec la maladie, comme en témoigne la baisse du taux de mortalité au fil du temps. Toutefois, le risque de mortalité est beaucoup plus élevé chez les personnes atteintes de diabète que chez celles qui n'en sont pas atteintes, et le diabète demeure l'une des principales maladies chroniques au Canada.

Remerciements

Ces données ont pu être recueillies 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, des Territoires du Nord-Ouest, du Yukon et du Nunavut. Il ne faut pas inférer qu'ils ont été sanctionnés par les provinces et les territoires. Les données provinciales et territoriales ont été envoyées au SCSMC en mars 2019 (données jusqu'en 2016-2017).

Conflits d'intérêts

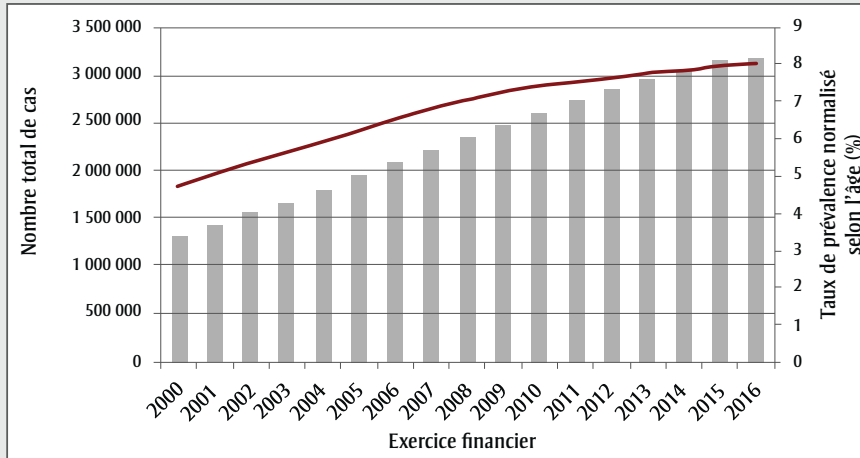
Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts.

Contributions des auteurs et avis

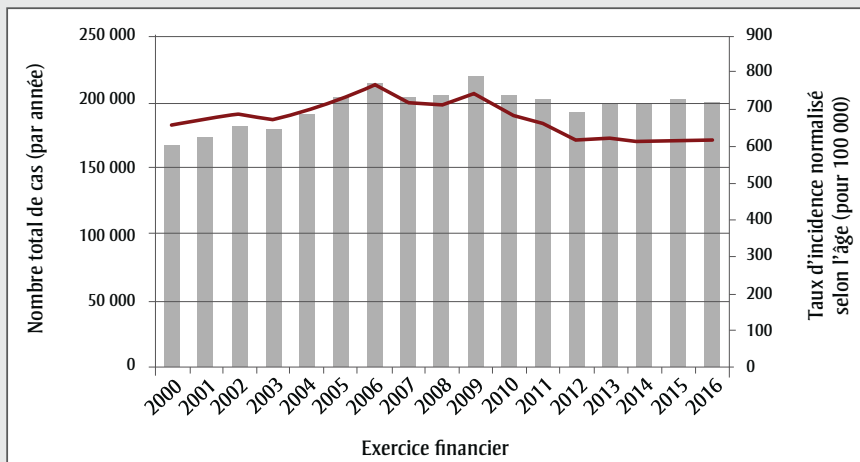
Allana G. LeBlanc a conçu le manuscrit et en a rédigé la première ébauche. Allana G. LeBlanc et Yong Jun Gao ont réalisé les analyses statistiques. Tous les auteurs ont procédé à un examen critique et ont formulé des commentaires sur tous les aspects

FIGURE 1
Tendances des taux de diabète de 2000-2001 à 2016-2017

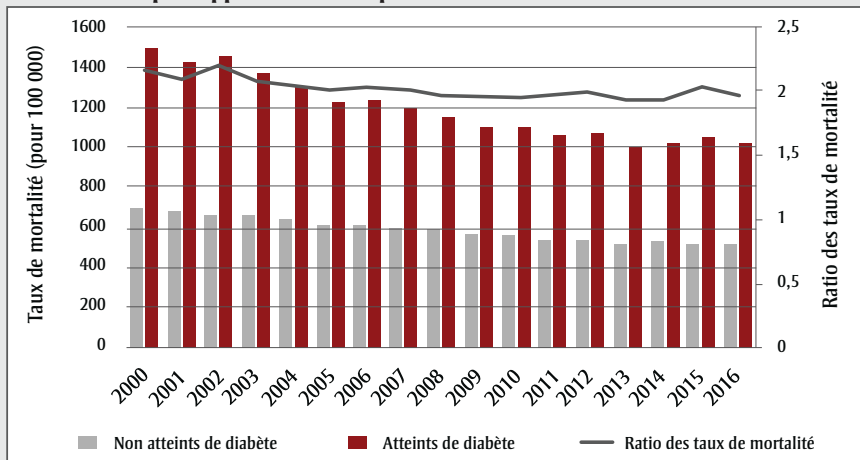
A. Nombre total de cas et taux de prévalence du diabète normalisé selon l'âge



B. Nombre de nouveaux cas et taux d'incidence du diabète normalisé selon l'âge



C. Taux de mortalité et ratio des taux de mortalité des personnes atteintes de diabète par rapport à ceux des personnes non atteintes de diabète



Source des données : Système canadien de surveillance des maladies chroniques (SNSMC).

Remarques : Les données, à jour en date de mars 2019, comprennent les diabètes de type 1 et de type 2 diagnostiqués combinés mais excluent le diabète gestationnel. Sont exclues les données de la Nouvelle-Écosse pour les 1 à 19 ans, les données du Yukon avant 2010-2011 et les données du Nunavut avant 2005-2006; ne sont pas disponibles les données de la Saskatchewan pour 2016-2017.

de l'article. Tous les auteurs ont approuvé la version finale de cet aperçu.

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

1. Comité d'experts sur les Lignes directrices de pratique clinique de Diabète Canada. Guide de pratique clinique de Diabète Canada 2018 pour la prévention et la prise en charge du diabète au Canada. Can J Diabète. 2018; 42(Suppl 1):S1-S325.
2. Agence de la santé publique du Canada (ASPC). Les principales inégalités en santé au Canada : un portrait national. Ottawa (Ont.) : ASPC; 2018. En ligne à : https://www.canada.ca/content/dam/phac-aspc/documents/services/publications/science-research/key-health-inequalities-canada-national-portrait-executive-summary/key_health_inequalities_full_report-fra.pdf
3. Agence de la santé publique du Canada (ASPC). Infobase de la santé publique : Système canadien de surveillance des maladies chroniques (SCSMC) [Internet]. [Sélectionner « diabète » dans le menu « affections »]. Ottawa (Ont.) : ASPC [mis à jour le 14 mars 2019; cité le 17 juillet 2018]. En ligne à : <https://sante-infobase.canada.ca/scsmc/outil-de-donnees/>
4. Statistique Canada. Feuillettes d'information de la santé — Diabète, 2017. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2018 [n° de catalogue 82-625X].
5. Santé Canada. Relever le défi posé par le diabète au Canada – premier rapport du système national de surveillance du diabète (SNSD). Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2003 [n° de catalogue H39-4/21-2003F].
6. Agence de la santé publique du Canada (ASPC). Le Système canadien de surveillance des maladies chroniques – Un aperçu. Ottawa (Ont.) : ASPC [mise à jour le 12 octobre 2018; cité le 10 juillet 2019]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/publications/systeme-canadien-surveillance-maladies-chroniques-fiche-information.html>

7. Comité directeur des IMCC, Agence de la santé publique du Canada. Quel est l'état de santé des Canadiens? Brève mise à jour. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2018;38(10):434-436. Erratum dans *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2019;39(2):67.
8. Hamm NC, Pelletier L, Ellison J, et al. Tendances des taux d'incidence des maladies chroniques d'après le Système canadien de surveillance des maladies chroniques. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2019;39(6/7):238-247.
9. Agence de la santé publique du Canada (ASPC). Quel est l'état de santé des Canadiens? Ottawa (Ont.) : ASPC; 2016 [n° de catalogue : HP40-167/2016F].
10. Feely A, Lix L, Reimer K. Estimation de la prévalence de la multimorbidité au moyen du Système canadien de surveillance des maladies chroniques. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2017;37(7):235-243.
11. Lix L, Ayles J, Bartholomew S, et collab. The Canadian Chronic Disease Surveillance System: a model for collaborative surveillance. *Int J Pop Data Sci* [Internet]. 2018;3(3). En ligne à: <https://ijpds.org/article/view/433>
12. Lix L, Reimer K. The Canadian Chronic Disease Surveillance System: a distributed surveillance model. *Online J Public Health Inform* [Internet]. 2017;9(1):e140. En ligne à: <https://doi.org/10.5210/objphi.v9i1.7726>
13. James RC, Blanchard JF, Campbell D, et al. Un modèle de surveillance des maladies non transmissibles au Canada : le Système pilote de surveillance du diabète des Prairies. *Maladies chroniques au Canada*. 2004;25(1):7-12.
14. Liscombe LL, Hwee J, Webster L, et collab. Identifying diabetes cases from administrative data: a population-based validation study. *BMC Health Service Research* [Internet]. 2018;18(1):316.

Aperçu

Tendances en matière de cancer au Canada, 1984-2015

Alain A. Demers, Ph. D. (1,2); Darren R. Brenner, Ph. D. (3); Leah Smith, Ph. D. (4); Amanda Shaw, M. Sc. (1)

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

L'étude des tendances portant sur l'incidence de tous les types de cancers confondus effectuée afin de comprendre les tendances en matière de cancer peut donner lieu à des conclusions erronées, car ces tendances sont variables selon le type de cancer. Cet article présente les résultats concernant les tendances tirées des *Statistiques canadiennes sur le cancer 2019* en utilisant la variation annuelle en pourcentage (VAP) des taux d'incidence normalisés selon l'âge. Parmi les résultats, notons une hausse récente du taux d'incidence du cancer de la glande thyroïde chez les hommes (VAP : 6,4 %, 1997-2015) ainsi qu'une diminution des taux d'incidence du cancer de la prostate (VAP : -9,1 %, 2011-2015) et du cancer du col de l'utérus (VAP : -3,3 %, 2010-2015).

Mots-clés : néoplasmes, analyse des données, tendance, cancer

Introduction

On considère souvent que les tendances en matière de maladies chroniques sont stables ou offrent de faibles variations au sein des populations. Par exemple, le taux d'incidence du diabète au Canada est passé de 6,7 pour 1000 habitants en 2003-2004 à 6,3 pour 1000 habitants en 2013-2014¹. Jusqu'en 2011, avant que les taux d'incidence de cancer de la prostate amorcent un déclin rapide, cette perception de stabilité relative pouvait également s'appliquer à l'ensemble des cancers dans la mesure où ils étaient présentés de façon groupée. Selon le rapport *Statistiques canadiennes sur le cancer 2019* (SCC 2019), entre 1984 et 2015, les taux d'incidence du cancer au Canada ont ainsi augmenté de 0,1 % par année en moyenne². Cependant, ce portrait collectif est trompeur, car les tendances ont varié de manière considérable selon le type de cancer et la période².

La surveillance de l'incidence de chaque type de cancer au fil du temps peut permettre de relever les tendances émergentes et de mettre en évidence les secteurs où

des progrès ont été réalisés et ceux où des ressources et des travaux additionnels sont nécessaires. Cet article a pour objet de présenter les résultats du rapport SCC 2019 en matière d'évolution des tendances liées à l'incidence des cancers au Canada, en accordant une attention particulière aux profils de variation pour chaque type de cancer.

Méthodologie

Les données sont tirées du chapitre sur l'incidence des cancers du rapport SCC 2019², qui porte sur la période 1984 à 2015. Le Québec n'a pas été inclus dans ce rapport, car les données pour cette province n'étaient disponibles que jusqu'en 2010. Le Registre canadien du cancer (RCC)³ a été utilisé comme source de données pour la période 1992 à 2015 et le Système national de déclaration des cas de cancer (SNDCC) pour la période antérieure à 1992.

Toutes les analyses ont été effectuées par l'Agence de la santé publique du Canada. Les taux d'incidence normalisés selon l'âge (TINA) ont été calculés au moyen de la

Points saillants

- Les tendances liées à l'incidence de certains cancers évoluent rapidement au Canada.
- Les tendances récentes révèlent une augmentation des taux d'incidence de cancer de la glande thyroïde chez les hommes, ce qui incite à étudier les répercussions potentielles de surdiagnostic.
- L'incidence du cancer de la prostate connaît une diminution rapide, ce qui témoigne vraisemblablement des changements récents apportés aux lignes directrices en matière de dépistage.

méthode de normalisation directe en fonction de la répartition par âge de la population canadienne en 2011, pour chaque tranche d'âge de cinq ans. Le logiciel d'analyse Joinpoint⁴ (version 4.6.0.0) a été utilisé pour calculer la variation annuelle en pourcentage (VAP) au moyen des TINA annuels pour chaque type de cancer et pour toute la période (1984-2015), afin de déterminer les années au cours desquelles la VAP avait changé de façon significative. Pour établir la tendance, il fallait disposer d'au moins cinq années de données. Ainsi, la période la plus récente pour établir une tendance était 2011-2015. Par ailleurs, les paramètres par défaut du logiciel Joinpoint ont été utilisés. Au total, 23 types de cancer ont été étudiés.

Résultats et analyse

Le tableau 1 présente toutes les tendances relevées par Joinpoint entre 1984 et 2015,

Rattachement des auteurs :

1. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
3. Départements d'oncologie et des sciences de la santé communautaire, École de médecine Cumming, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada
4. Société canadienne du cancer, St. John's (Terre-Neuve-et-Labrador), Canada

Correspondance : Alain Demers, Centre de surveillance et de recherche appliquée, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, pièce 611B2, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-797-2129; courriel : alain.demers@canada.ca

TABEAU 1
Variation annuelle en pourcentage (VAP) des taux d'incidence normalisés selon l'âge (TINA), selon le siège de cancer et le sexe, Canada (à l'exception du Québec), 1984-2015

Type de cancer	Hommes				Femmes			
	Année		VAP	Valeur p	Année		VAP	Valeur p
	de	à			de	à		
Bouche	1984	2004	-2,5	< 0,001	1984	2003	-1,0	< 0,001
	2004	2011	2,1	0,003	2003	2015	0,7	0,028
	2011	2015	-0,1	0,94				
Œsophage	1984	2006	0,3	0,020	1984	2015	-0,4	< 0,001
	2006	2010	4,3	0,068				
	2010	2015	-2,4	0,015				
Estomac	1984	2002	-2,5	< 0,001	1984	1999	-3,0	< 0,001
	2002	2015	-1,1	< 0,001	1999	2015	-0,8	< 0,001
Colorectal	1984	1996	-0,7	< 0,001	1984	1996	-1,5	< 0,001
	1996	2000	0,9	0,33	1996	2000	1,2	0,23
	2000	2011	-0,5	0,001	2000	2011	-0,5	< 0,001
	2011	2015	-2,2	< 0,001	2011	2015	-1,9	0,002
Foie	1984	2011	3,8	< 0,001	1984	2015	2,7	< 0,001
	2011	2015	0,2	0,88				
Pancréas	1984	2000	-1,5	< 0,001	1984	2015	0,1	0,58
	2000	2015	0,8	0,009				
Larynx	1984	2015	-2,6	< 0,001	1984	1991	0,7	0,64
					1991	2015	-3,0	< 0,001
Poumon et bronches	1984	1990	-0,6	0,087	1984	1993	2,9	< 0,001
	1990	2003	-2,2	< 0,001	1993	2011	0,9	< 0,001
	2003	2011	-0,9	0,002				
	2011	2015	-3,3	< 0,001	2011	2015	-1,3	0,043
Mélanome	1984	2015	2,2	< 0,001	1984	1994	0,1	0,79
					1994	2015	2,0	< 0,001
Sein	1984	2015	0,5	0,015	1984	1991	2,1	< 0,001
					1991	2015	-0,2	0,010
Col de l'utérus					1984	2006	-2,1	< 0,001
			s.o.		2006	2010	1,5	0,41
					2010	2015	-3,3	< 0,001
Utérus					1984	1990	-1,5	0,063
					1990	2006	0,5	0,013
			s.o.		2006	2011	3,7	0,002
					2011	2015	0,1	0,92
Ovaire					1984	1994	-1,7	< 0,001
			s.o.		1994	2015	-0,4	0,001
Prostate	1984	1993	6,3	< 0,001				
	1993	1997	-3,0	0,38				
	1997	2001	4,1	0,23			s.o.	
	2001	2011	-1,6	0,006				
	2011	2015	-9,1	< 0,001				
Testicule	1984	2015	1,3	< 0,001			s.o.	
Vessie	1984	2009	-1,0	< 0,001	1984	2009	-0,9	< 0,001
	2010	2015	-1,5	0,052	2010	2015	-1,3	0,18

Suite à la page suivante

tandis que la figure 1 détaille la tendance la plus récente. Dans la figure 1, les données sont présentées pour chaque sexe et sont réparties entre cancers dont l'incidence a connu une hausse ou une baisse significatives (valeur $p < 0,05$ ou valeur $p < 0,001$) et cancers dont l'incidence est demeurée stable (valeur $p \geq 0,05$). Nous revenons sur certains de ces résultats dans la suite du texte.

Le taux d'incidence du **cancer de la glande thyroïde** s'est stabilisé chez les femmes, après avoir augmenté pendant de nombreuses années, mais il connaît toujours une hausse rapide chez les hommes. Cette hausse pourrait être attribuable au surdiagnostic découlant de l'utilisation accrue des technologies de diagnostic comme l'échographie⁵, mais des études récentes montrent également une augmentation de l'incidence des tumeurs papillaires à un stade avancé, suggérant que l'augmentation globale pourrait ne pas être entièrement attribuable au surdiagnostic⁶. L'augmentation de l'incidence du **myélome multiple** chez les hommes et les femmes pourrait être liée à la prévalence accrue de l'obésité⁷. Elle pourrait également être attribuable à l'amélioration de la détection et de la vérification des cas, car le taux de myélome est relativement stable dans les pays où la vérification est élevée⁸⁻¹². Les taux d'incidence du **mélanome** continuent d'augmenter chez les hommes comme chez les femmes. L'exposition au rayonnement ultraviolet provenant du soleil, des lits de bronzage et des lampes solaires est un facteur de risque bien établi du mélanome¹³. L'augmentation de l'exposition à la lumière ultraviolette en l'absence d'une augmentation correspondante des comportements liés à la protection solaire explique probablement la hausse des taux¹⁴.

Le **cancer du larynx** est fortement associé au tabagisme¹⁵, et la tendance à la baisse observée chez les hommes comme chez les femmes correspond probablement à la tendance à la baisse des taux de tabagisme au Canada^{16,17}. Les mêmes observations expliquent probablement la tendance récente du TINA du **cancer du poumon** chez les hommes et les femmes. Le déclin récent du TINA du **cancer colorectal** est probablement attribuable en partie à l'augmentation du dépistage, qui permet de détecter des polypes précancéreux traitables. Depuis 2007, la majorité des provinces et des territoires ont mis en œuvre un programme structuré de dépistage du cancer colorectal¹⁸. Bien que cela ne soit pas clairement

TABEAU 1 (suite)
Variation annuelle en pourcentage (VAP) des taux d'incidence normalisés selon l'âge (TINA), selon le siège de cancer et le sexe, Canada (à l'exception du Québec), 1984-2015

Type de cancer	Hommes				Femmes			
	Année		VAP	Valeur p	Année		VAP	Valeur p
	de	à			de	à		
Rein et bassinot du rein	1984	1989	4,0	0,005	1984	2015	1,0	< 0,001
	1989	2003	0,1	0,64				
	2003	2011	2,8	< 0,001				
	2011	2015	-0,3	0,76				
Encéphale/SNC	1984	2009	-0,2	0,081	1984	2011	-0,3	0,002
	2009	2015	-1,9	0,012	2011	2015	-3,2	0,059
Thyroïde	1984	1997	2,8	0,002	1984	1998	3,8	< 0,001
	1997	2015	6,4	< 0,001	1998	2002	11,9	< 0,001
					2002	2011	6,5	< 0,001
				2011	2015	0,1	0,94	
Lymphome de Hodgkin	1984	2015	-0,4	< 0,001	1984	2015	0,0	0,74
Lymphome non hodgkinien	1984	2015	1,3	< 0,001	1984	1993	2,2	< 0,001
					1993	2015	0,9	< 0,001
Myélome multiple	1984	2007	0,3	0,077	1984	2015	0,6	< 0,001
	2007	2015	2,6	< 0,001				
Leucémie	1984	1994	-0,9	0,067	1984	2003	-0,2	0,18
	1994	2015	0,7	< 0,001	2003	2007	3,7	0,071
					2007	2015	-0,6	0,14

Source des données : Comité consultatif de la Société canadienne du cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer 2019. Toronto (Ontario) : Société canadienne du cancer; 2019.

Abréviations : SNC, système nerveux central; s.o., sans objet; VAP, variation annuelle en pourcentage.

indiqué dans le rapport, des taux d'incidence accrus ont été déclarés chez les plus jeunes, ce qui est probablement attribuable en partie à la prévalence de l'obésité¹⁹. Le TINA du **cancer de l'œsophage** est à la baisse tant chez hommes que chez les femmes. Au nombre des facteurs de risque de ce cancer figurent l'obésité, la consommation d'alcool et la consommation de tabac²⁰. Alors que l'obésité²⁷ et les ventes de boissons alcoolisées²¹ ont augmenté au Canada, les baisses antérieures de la consommation de tabac²² pourraient expliquer le déclin des taux d'incidence. Le TINA du **cancer du foie** s'est stabilisé chez les hommes, alors qu'il est toujours à la hausse chez les femmes. Les augmentations liées au type de cancer le plus fréquent, soit le carcinome hépatocellulaire (CHC), sont généralement attribuables aux infections chroniques par le virus de l'hépatite B et le virus de l'hépatite C, ainsi qu'à la consommation excessive d'alcool et au diabète, tous deux en croissance²³. La prévalence du CHC étant plus élevée dans certains pays à faible revenu, l'augmentation au

Canada pourrait s'expliquer en partie par l'augmentation du nombre d'immigrants provenant de régions où le CHC est fréquent, en particulier certaines régions de l'Asie et de l'Afrique²⁴.

Le TINA du **cancer du sein chez la femme** décline lentement depuis 1991. Cette tendance est vraisemblablement attribuable au dépistage mammographique et aux modifications à long terme des facteurs de risque²⁵. Le **cancer du col de l'utérus** connaît une baisse, explicable en grande partie par le dépistage systématique au moyen du test de Papanicolaou (Pap). Toutes les provinces du Canada (à l'exception du Québec) ont mis en place un programme organisé de dépistage du cancer du col de l'utérus. Il est recommandé dans les lignes directrices actuelles de procéder au dépistage tous les deux ou trois ans, à partir de 21 ou 25 ans et jusqu'à 65 ou 70 ans²⁶. Au cours des prochaines années, le taux d'incidence du cancer du col de l'utérus devrait continuer à diminuer grâce à la vaccination contre le virus du papillome

humain²⁷. Au fil du temps, le TINA du **cancer de la prostate** a suivi la même tendance que l'utilisation du dépistage au moyen du dosage de l'antigène prostatique spécifique (APS) au Canada²⁸. En 2014, le Groupe d'étude canadien sur les soins de santé préventifs a déconseillé le dépistage par dosage de l'APS chez les hommes de tous âges en raison du manque de données probantes sur les avantages ainsi qu'en raison des risques de surdiagnostic et des inconvénients liés à un traitement non nécessaire²⁹. À l'heure actuelle, on observe une diminution rapide des TINA du cancer de la prostate.

En 2014, Action Cancer Ontario a mis en œuvre un nouveau système de déclaration des cas de cancer, qui s'est traduit par plusieurs améliorations au chapitre du recensement des cas de cancer, notamment l'enregistrement des cas de **cancer de la vessie in situ**, qui n'avaient pas été enregistrés auparavant³⁰. Les données recueillies depuis 2010 ont été ajoutées au système de façon rétrospective, ce qui a donné lieu à une augmentation apparente des cas nouveaux de cancer de la vessie à partir de 2010. Bien que la tendance à la baisse du taux d'incidence du cancer de la vessie entre 2010 et 2015 soit comparable à celle observée entre 1984 et 2009, cette période est trop courte pour que l'observation soit significative. Nous avons eu à créer une analyse Joinpoint en 2010 pour rendre compte de ces données rétrospectives.

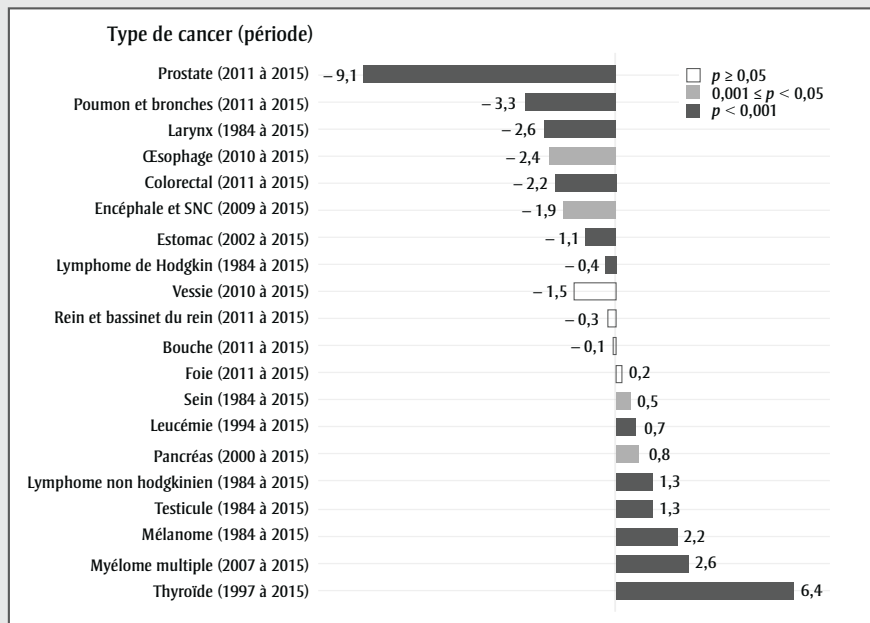
Les **cancers de l'encéphale et du système nerveux central (SNC)** ont connu une baisse annuelle de 3,9 % chez les femmes entre 2011 et 2015, mais non statistiquement significative ($p = 0,059$). Cette absence de signification statistique s'explique probablement par la courte période visée et par la variabilité des taux annuels. Chez les hommes, on assiste à une baisse significative de 1,9 % par année depuis 2009.

Conclusion

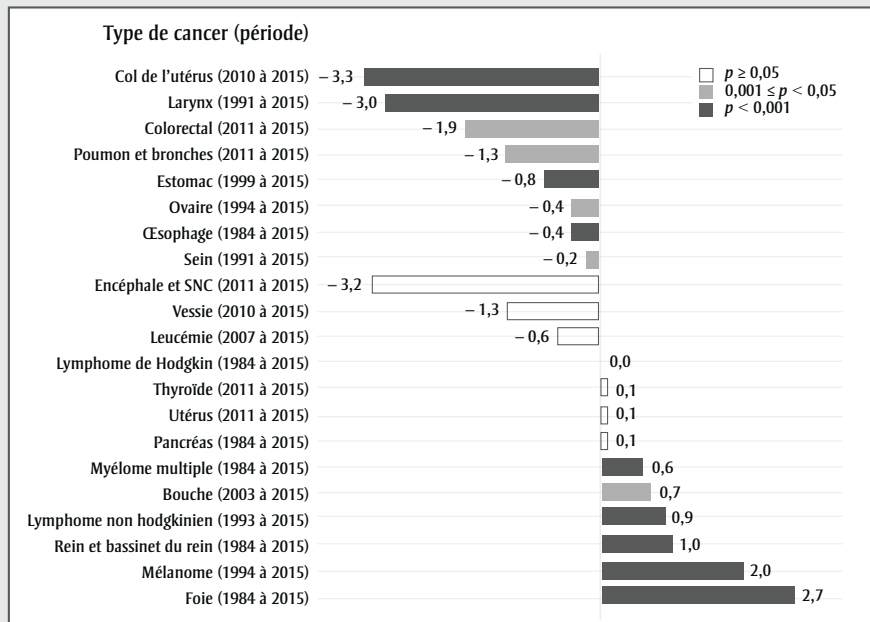
D'après nos résultats, les tendances en matière d'incidence du cancer au Canada sont dynamiques et spécifiques à chaque type de cancer. Les dernières tendances révèlent une augmentation des taux de cancer de la glande thyroïde chez les hommes, ce qui incite à vérifier les répercussions potentielles de surdiagnostic sur l'incidence du cancer. À l'inverse, les taux d'incidence des autres cancers ont récemment diminué, plus particulièrement pour

FIGURE 1
Variation annuelle en pourcentage (VAP) la plus récente^a des taux d'incidence normalisés selon l'âge (TINA), selon le siège de cancer et le sexe, Canada (à l'exception du Québec)

Hommes



Femmes



Source des données : Comité consultatif de la Société canadienne du cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer 2019. Toronto (Ont.) : Société canadienne du cancer; 2019.

Abréviation : SNC, système nerveux central.

^a Les VAP ont été calculées pour la période 1984 à 2015. Si un ou plusieurs changements significatifs ont été observés dans la tendance des taux, la VAP reflète la tendance depuis le plus récent changement significatif jusqu'en 2015. Si aucun changement significatif n'a été observé, la VAP reflète la tendance des taux sur toute la période.

le cancer de la prostate et celui du col de l'utérus. Le déclin des taux d'incidence de ces deux cancers met en évidence les répercussions potentielles de l'amélioration

des lignes directrices en matière de dépistage fondées sur les données probantes. Plus précisément, la diminution du surdépistage (cancer de la prostate) et la

mise en œuvre d'un dépistage systématique (cancer du col de l'utérus) peuvent avoir mené à un déclin de l'incidence.

Conflits d'intérêts

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

Contributions des auteurs et avis

Tous les auteurs ont contribué à la conception, à la conceptualisation et à la révision du manuscrit. La mise en place ainsi que l'analyse et l'interprétation des données ont été réalisées par l'Agence de la santé publique du Canada.

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

Références

1. Gouvernement du Canada. Le diabète au Canada [Internet]. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2017 [modification le 14 novembre 2017; consultation le 3 juillet 2019]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/publications/maladies-et-affections/diabete-canada-faits-saillants-systeme-surveillance-maladies-chroniques.html>
2. Comité consultatif des statistiques canadiennes sur le cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer 2019. Toronto (Ontario) : Société canadienne du cancer; 2019. 98 p.
3. Statistique Canada. Registre canadien du cancer (RCC) [Internet]. Ottawa (Ontario) : Gouvernement du Canada; 2019 [modification le 28 janvier 2019; consultation le 5 mars 2019]. En ligne à : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3207
4. National Cancer Institute, Division of Cancer Control & Population Sciences, Surveillance Research Program. Joinpoint trend analysis software, version 4.6.0.0. Bethesda (MD): National Cancer Institute; 2019 [consultation le 6 mars 2019]. En ligne à : <https://surveillance.cancer.gov/joinpoint>

5. Vaccarella S, Dal Maso L, Laversanne M, et al. The impact of diagnostic changes on the rise in thyroid cancer incidence: a population-based study in selected high-resource countries. *Thyroid*. 2015;25(10):1127-1136.
6. Lim H, Devesa SS, Sosa JA, Check D, Kitahara CM. Trends in thyroid cancer incidence and mortality in the United States, 1974-2013. *JAMA*. 2017;317(13):1338-1348.
7. Twells LK, Gregory DM, Reddigan J, et al. Current and predicted prevalence of obesity in Canada: a trend analysis. *CMAJ Open* [Internet]. 2014;2(1):E18-E26. En ligne à : <http://cmajopen.ca/content/2/1/E18.long>
8. Velez R, Turesson I, Landgren O, Kristinsson SY, Cuzick J. Incidence of multiple myeloma in Great Britain, Sweden, and Malmo, Sweden: the impact of differences in case ascertainment on observed incidence trends. *BMJ Open* [Internet]. 2016;6(1):e009584.
9. Andres M, Feller A, Arndt V, NICER Working Group. Trends of incidence, mortality, and survival of multiple myeloma in Switzerland between 1994 and 2013. *Cancer Epidemiol*. 2018;53:105-110.
10. Kyle RA, Therneau TM, Rajkumar SV, Larson DR, Plevak MF, Melton LJ 3rd. Incidence of multiple myeloma in Olmsted County, Minnesota: trend over 6 decades. *Cancer*. 2004;101(11):2667-2674.
11. Renshaw C, Ketley N, Moller H, Davies EA. Trends in the incidence and survival of multiple myeloma in South East England 1985-2004. *BMC Cancer*. 2010;10:74.
12. Soutar RL, Dawson AA, Wilson BJ. Multiple myeloma in north east Scotland: a review of incidence and survival over three decades. *Health Bull*. 1996;54(3):232-240.
13. Centre international de recherche sur le cancer. Exposure to artificial UV radiation and skin cancer. Genève : Organisation mondiale pour la santé; 2006. 76 p.
14. National Skin Cancer Prevention Committee. Exposure to and protection from the sun in Canada: a report based on the 2006 Second National Sun Survey. Toronto (Ont.): Canadian Partnership Against Cancer; 2010.
15. IARC Working Group on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans. Tobacco smoke and involuntary smoking. *IARC Monogr Eval Carcinog Risks Hum*. 2004;83:1-1438.
16. Statistique Canada. Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues (ECTAD) : sommaire de 2013 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Santé Canada; 2015 [modification le 3 février 2015; consultation le 30 mars 2019]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/enquete-canadienne-tabac-alcool-et-drogues/sommaire-2013.html>
17. Santé Canada. Enquête de surveillance canadienne de la consommation d'alcool et de drogues (ESCCAD) [Internet]. 2014 [modification le 8 avril 2014; consultation le 30 mars 2019]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/preoccupations-liees-sante/prevention-traitement-toxicomanie/enquete-surveillance-canadienne-consommation-alcool-drogues.html>
18. Major D, Bryant H, Delaney M, et al. Colorectal cancer screening in Canada: results from the first round of screening for five provincial programs. *Curr Oncol* 2013;20(5):252-7.
19. Cancer Care Ontario. Cancer fact - Colorectal cancer incidence increasing in younger adults [Internet]. 2016 [consultation le 30 mars 2019]. En ligne à : <https://www.cancercareontario.ca/en/cancer-facts/colorectal-cancer-increasing-younger-adults>
20. Otterstatter MC, Brierley JD, De P, et al. Esophageal cancer in Canada: trends according to morphology and anatomical location. *Can J Gastroenterol*. 2012;26(10):723-727.
21. Agriculture et Agroalimentaire Canada. Tendances de la consommation : vin, bière et spiritueux au Canada. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2013. 21 p.
22. Organisation for Economic Co-operation Development (OECD). Daily smokers. 2018 [consultation le 30 mars 2019]. En ligne à : <https://data.oecd.org/healthrisk/daily-smokers.htm>
23. Trad D, Bibani N, Sabbah M, et al. Known, new and emerging risk factors of hepatocellular carcinoma (review). *Presse Med* 2017;46(11):1000-1007.
24. Bosetti C, Turati F, La Vecchia C. Hepatocellular carcinoma epidemiology. *Best Pract Res Clin Gastroenterol*. 2014;28(5):753-770.
25. Holford TR, Cronin KA, Mariotto AB, et al. Changing patterns in breast cancer incidence trends. *J Natl Cancer Inst Monogr*. 2006;(36):19-25.
26. Partenariat canadien contre le cancer. Dépistage du cancer du col de l'utérus au Canada : analyse de l'environnement (2018). Toronto (Ont.) : Partenariat canadien contre le cancer; 2018 [consultation le 30 mars 2019]. En ligne à : <https://www.partnershipagainstcancer.ca/fr/topics/cervical-cancer-screening-environmental-scan-2018>
27. Comité consultatif de la Société canadienne du cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer 2016. Toronto (Ont.) : Société canadienne du cancer; 2016. 152 p.
28. LeBlanc AG, Demers A, Shaw A. Tendances récentes liées au cancer de la prostate au Canada. *Rapports sur la santé*. 2019;30(4):14-20.
29. Bell N, Connor Gorber S, Shane A, et al. Recommendations on screening for prostate cancer with the prostate-specific antigen test. *CMAJ* 2014;186(16):1225-1234.
30. Cancer Care Ontario. Ontario cancer statistics 2018. Toronto (Ont.): Cancer Care Ontario; 2018. 172 p.

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 2019.

Badawi A, Drebot M, Ogden NH. Convergence of chronic and infectious diseases: a new direction in public health policy. *Can J Public Health.* 2019;110(4):523-4. doi: 10.17269/s41997-019-00228-x.

Bakker MK, Bergman JEH, Krikov S, [...] **Liu S**, et al. Prenatal diagnosis and prevalence of critical congenital heart defects: an international retrospective cohort study. *BMJ Open.* 2019;9(7):e028139. doi: 10.1136/bmjopen-2018-028139.

Butler A, Romano I, Patte K, Ferro MA, **de Groh M, Jiang Y**, et al. Psychological correlates and binge drinking behaviours among Canadian youth: a cross-sectional analysis of the mental health pilot data from the COMPASS study. *BMJ Open.* 2019;9(6):028558. doi: 10.1136/bmjopen-2018-028558.

Colley RC, **Butler G**, Garriguet D, **Prince SA, Roberts KC.** Comparaison de l'activité physique autodéclarée et de celle mesurée au moyen d'un accéléromètre chez les jeunes canadiens. *Rapports sur la santé.* 2019;30(7):3-14. doi: 10.25318/82-003-x201900700001-fra.

Gilmour H, Ramage-Morin PL, **Wong SL.** Partage du lit avec un nourrisson au Canada. *Rapports sur la santé.* 2019;30(7):15-22. doi: 10.25318/82-003-x201900700002-fra.

