Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada Recherche, politiques et pratiques

Volume 40 · numéro 3 · mars 2020

Dans ce numéro

- Recherche quantitative originale
 Microfacteurs associés à la consommation d'alcool et à la consommation
 excessive d'alcool chez les jeunes dans l'étude COMPASS (2012-2013 à 2017-2018)
- 77 Recherche quantitative originale
 Exposition à la fumée du tabac et sommeil : estimation de l'association
 entre concentration de cotinine urinaire et qualité du sommeil
- 90 Aperçu
 Mise à jour sur la santé mentale positive chez les jeunes au Canada
- 96 Aperçu Mise à jour sur la santé mentale positive chez les adultes au Canada

Remerciements à nos évaluateurs de 2019

103 Autres publications de l'ASPC

102

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

— Agence de la santé publique du Canada

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

> ISSN 2368-7398 Pub. 190451

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

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

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

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





Recherche quantitative originale

Microfacteurs associés à la consommation d'alcool et à la consommation excessive d'alcool chez les jeunes dans l'étude COMPASS (2012-2013 à 2017-2018)

Simone D. Holligan, Ph. D. (1, 2); Wei Qian, Ph. D. (2); Margaret de Groh, Ph. D. (1); Ying Jiang, M.D., M. Sc. (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 a permis d'examiner les associations entre microfacteurs et consommation d'alcool ainsi que consommation excessive d'alcool au sein d'un vaste échantillon de jeunes Canadiens.

Méthodologie. Cette étude descriptive et analytique a porté sur les élèves du secondaire ayant participé à l'étude COMPASS entre 2012-2013 et 2017-2018. Nous avons utilisé la modélisation par équations d'estimation généralisées pour déterminer chez les répondants les associations entre les microfacteurs et la probabilité de consommer de l'alcool et de consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que ne pas consommer d'alcool.

Résultats. Les élèves ayant déclaré consommer du cannabis étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool plutôt que n'en avoir jamais consommé (rapport de cotes [RC] = 4,46; intervalle de confiance [IC] à 95 %: 4,33 à 4,60), comparativement aux élèves ayant indiqué ne pas consommer de cannabis. Les élèves ayant déclaré fumer du tabac étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que ne l'avoir jamais fait (RC = 2,52; IC à 95 % : 2,45 à 2,58), comparativement aux élèves non-fumeurs. Les élèves ayant déclaré disposer d'un revenu hebdomadaire de plus de 100 \$ étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de ne l'avoir jamais fait (RC = 2,14; IC à 95 % : 2,09 à 2,19), comparativement aux élèves ayant indiqué ne disposer d'aucun revenu hebdomadaire.

Conclusion. Un revenu disponible plus élevé, l'usage du tabac et la consommation de cannabis étaient associés à une consommation d'alcool et à une consommation excessive d'alcool chez les jeunes. Ces résultats peuvent éclairer la mise en place de mesures de prévention de l'usage de plusieurs substances dans les écoles secondaires.

Mots-clés: jeunes, alcool, consommation excessive d'alcool, cannabis, marijuana, tabagisme

Introduction

Une forte consommation d'alcool chez les adolescents peut nuire à leur développement mental et physique1. La consommation excessive d'alcool, c'est-à-dire la consommation en une même occasion de cinq boissons alcoolisées ou plus chez les hommes et de quatre boissons alcoolisées ou plus chez les femmes², a été associée à un rendement scolaire inférieur et à d'autres comportements à risque, notamment le tabagisme et la consommation de drogues illicites chez les jeunes³. Les données de l'Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves (ECTADE)

Points saillants

- La prévalence de la consommation d'alcool a varié entre 52 % et 58 % et les taux de consommation excessive d'alcool ont varié entre 34 % et 41 % chez les élèves de l'étude COMPASS entre 2012-2013 et 2017-
- Entre 2012-2013 et 2017-2018, comparativement aux élèves n'ayant jamais consommé de cannabis, les élèves qui en consommaient étaient 4,5 fois plus susceptibles de consommer de l'alcool plutôt que de n'en avoir jamais consommé, et 4 fois plus susceptibles d'avoir une consommation excessive d'alcool que de ne jamais avoir consommé d'alcool de manière excessive.
- Entre 2012-2013 et 2017-2018, comparativement aux élèves nonfumeurs, les fumeurs avaient une probabilité 2 fois supérieure de consommer de l'alcool que de n'en avoir jamais consommé, et une probabilité 2,5 fois supérieure d'avoir une consommation excessive d'alcool plutôt que de ne jamais avoir consommé d'alcool de manière excessive.
- De 2012-2013 à 2017-2018, comparativement aux élèves n'ayant aucun revenu disponible, chez les élèves disposant d'un revenu hebdomadaire supérieur à 100 \$, la probabilité de consommer de l'alcool plutôt que de ne jamais en avoir consommé était supérieure de 87 % et la probabilité de consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de ne jamais l'avoir fait était multipliée par deux.

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, avenue University Ouest, Waterloo (Ontario) N2L 3G1; tél.: 519-888-4567; courriel: sholligan@uwaterloo.ca

de 2014-2015 indiquent que, si les taux de consommation d'alcool sont semblables chez les filles et les garçons, ils augmentent en fonction du niveau scolaire3. D'autres études ont montré que la consommation excessive d'alcool tendait à débuter entre 13 et 15 ans et atteignait un sommet à la fin de l'adolescence et au début de l'âge adulte4,5, et qu'une consommation excessive d'alcool à l'adolescence permettait de prédire une consommation excessive d'alcool au début de l'âge adulte. Les jeunes sont également davantage susceptibles de consommer de l'alcool de facon excessive s'ils sont fumeurs ou consomment du cannabis, s'ils sont à un niveau scolaire supérieur ou s'ils ont davantage d'argent de poche4. Les données de la National Longitudinal Survey of Youth 1979 - une enquête menée aux États-Unis – indiquent que la consommation excessive d'alcool entre 17 et 20 ans augmentait le risque relatif de consommation excessive d'alcool entre 30 et 31 ans par plus de 2 chez les hommes et par plus de 3 chez les femmes⁶.

La forte consommation d'alcool chez les jeunes a également été associée à des comportements qui compromettent la santé et entraînent des coûts sociaux plus tard. L'abus d'alcool entamé à l'adolescence et poursuivi à l'âge adulte a été associé à des cancers liés au mode de vie, à des maladies du foie et à des maladies cardiovasculaires (l'abus d'alcool étant ici défini comme plus de 4 consommations standard par jour pour les hommes et plus de 2 consommations standard par jour pour les femmes au cours du dernier mois)6. D'autres travaux ont révélé des liens entre consommation excessive d'alcool et faibles niveaux d'investissement dans les études, qui se traduisent par le fait de manquer des cours et de ne pas faire les devoirs demandés⁷. Par ailleurs, les jeunes qui jouissent d'un bien-être positif ont une probabilité inférieure de consommer de l'alcool de façon excessive8. En effet, la tendance à la consommation d'alcool et à la consommation excessive d'alcool est un indice potentiel de la manière dont un jeune réussit à traverser l'adolescence sur les plans de sa santé physique, de sa santé mentale et de son développement psychosocial9.

L'étude COMPASS (étude de cohorte sur l'obésité, la consommation de marijuana, l'activité physique, la consommation d'alcool, le tabagisme et le comportement sédentaire) est une étude de cohorte

prospective qui permet d'évaluer les comportements liés à la santé et le fonctionnement psychosocial d'un vaste échantillon de jeunes Canadiens¹⁰. COMPASS recueille des données hiérarchiques et longitudinales auprès d'un échantillon de commodité composé d'écoles secondaires et d'élèves de la 9e à la 12e année fréquentant ces écoles. Notre étude transversale répétée visait à déterminer, sur une période de six ans, si la consommation d'alcool et la consommation excessive d'alcool chez les jeunes Canadiens étaient associées au sexe, à l'origine ethnique, au niveau scolaire, à l'usage du tabac, à la consommation de cannabis et au revenu disponible. Ces résultats peuvent éclairer les initiatives de prévention primaire susceptibles de réduire la consommation d'alcool chez les jeunes.

Méthodologie

Description de l'enquête

L'étude COMPASS facilite l'évaluation de l'influence du milieu bâti, des politiques et des programmes sur divers résultats chez les élèves. Elle recueille, année par année, des données hiérarchisées et longitudinales fondées sur divers facteurs intrapersonnels, interpersonnels, scolaires et communautaires. Les taux de consommation d'alcool, l'usage du cannabis et du tabac, l'obésité, le sentiment d'appartenance à l'école, l'intimidation, le rendement scolaire et la santé mentale sont évalués au niveau des élèves. La collecte des données COMPASS a commencé au cours de l'année scolaire 2012-2013 et a lieu chaque année, avec la participation de plus de 100000 élèves provenant de 162 écoles en Alberta, en Colombie-Britannique, en Ontario, au Québec et au Nunavut. Le recrutement a commencé dans les écoles de l'Ontario en 2012-2013 et les écoles de l'Alberta ont été incluses en 2013-2014. Le recrutement de nouvelles écoles s'est poursuivi en 2014-2015 et en 2015-2016. En 2016-2017, des écoles du Québec, de la Colombie-Britannique et du Nunavut ont été ajoutées. Davantage d'écoles du Ouébec et de la Colombie-Britannique ont été recrutées en 2017-2018. De plus amples renseignements sur l'étude COMPASS, en particulier le processus d'échantillonnage et de collecte des données, sont disponibles en ligne (www .compass.uwaterloo.ca). Les approbations en matière d'éthique ont été obtenues pour cette étude auprès du Bureau d'éthique de la recherche de l'Université Waterloo (BER n° 17264) et des commissions scolaires concernées.

Échantillon d'analyse

Cette étude transversale répétée repose sur les données concernant la consommation d'alcool et la consommation excessive d'alcool d'un vaste échantillon d'élèves du secondaire provenant d'écoles de l'Alberta, de la Colombie-Britannique, de l'Ontario, du Nunavut et du Québec entre 2012-2013 et 2017-2018; aucune donnée n'a été obtenue pour les élèves de 12e année du Québec en 2016-2017 et en 2017-2018. L'évaluation de la consommation d'alcool et de la consommation excessive d'alcool des élèves a été effectuée au moven du questionnaire COMPASS destiné aux élèves, décrit ailleurs¹⁰. La taille de l'échantillon a généralement augmenté au fil des ans, avec 24173 répondants en 2012-2013, 45 298 en 2013-2014, 42 355 en 2014-2015, 40436 en 2015-2016, 46957 en 2016-2017 et 66501 en 2017-2018.

Mesures

Les variables sociodémographiques sont le sexe (filles, garçons), l'origine ethnique (blanche, noire, asiatique, autochtone hors réserve, latino-américaine ou hispanique et autre, mixte ou inconnue), le niveau scolaire (9°, 10°, 11° et 12° années) et le revenu hebdomadaire disponible (0 \$, de 1 \$ à 20 \$, de 21 \$ à 100 \$ et plus de 100 \$). Lorsque plusieurs choix de réponse étaient sélectionnés à la question sur l'origine ethnique, la réponse « mixte » a été déduite.

Pour évaluer la fréquence de la consommation d'alcool, on a demandé aux élèves « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois as-tu consommé plus d'une gorgée d'alcool? » Les réponses ont été regroupées en trois catégories : aucune consommation antérieure (« je n'ai jamais consommé d'alcool »), aucune consommation actuelle (« je n'ai pas consommé d'alcool au cours des 12 derniers mois » ou « je n'ai consommé qu'une gorgée d'alcool ») et consommation actuelle (« moins d'une fois par mois », « une fois par mois », « deux ou trois fois par mois », « une fois par semaine », « deux ou trois fois par semaine », « de quatre à six fois par semaine » ou « tous les jours »). Pour évaluer les comportements de consommation excessive d'alcool, on a posé aux

élèves la question « Au cours des 12 derniers mois, combien de fois as-tu bu 5 verres d'alcool ou plus à une même occasion? » Les réponses ont été regroupées en trois catégories : aucune consommation excessive antérieure (« je ne l'ai jamais fait »), aucune consommation excessive actuelle (« je n'ai pas bu 5 verres ou plus en une même occasion au cours des 12 derniers mois ») et consommation excessive actuelle (« moins d'une fois par mois », « une fois par mois », « deux ou trois fois par mois », « une fois par semaine », « de deux à cinq fois par semaine » ou « chaque jour ou presque »).

Pour évaluer l'usage de tabac, on a posé aux élèves la question suivante : « Au cours des 30 derniers jours, combien de jours as-tu fumé au moins une cigarette? » Les réponses ont été regroupées en deux catégories : non-fumeur (« aucun ») et fumeur (« 1 jour », « 2 ou 3 jours », « 4 ou 5 jours », « de 6 à 10 jours », « de 11 à 20 jours », « de 21 à 29 jours » ou « 30 jours [chaque jour] »).

Pour évaluer la consommation de cannabis, 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 deux catégories : non-consommateur (« je n'ai jamais consommé de cannabis » ou « j'ai déjà consommé du cannabis, mais pas au cours des 12 derniers mois »), et consommateur (« moins d'une fois par mois », « une fois par mois », « deux ou trois fois par mois », « une fois par semaine », « deux ou trois fois par semaine », « de quatre à six fois par semaine » ou « chaque jour »).

Analyses statistiques

Nous avons effectué des analyses statistiques descriptives pour toutes les variables à l'étude. Nous avons adapté les modèles d'équations d'estimation généralisées (EEG) au moyen de la procédure SAS PROC GEE, avec une distribution binomiale et une fonction de lien logit. Étant donné la nature transversale répétée de cette étude, qui donne lieu à des données corrélées et regroupées, les structures de corrélation provisoires à symétrie composée, autorégressive, indépendante, non structurée et échangeable ont été testées pour assurer l'ajustement du modèle. Tous les modèles utilisaient une structure de corrélation échangeable 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 statistiques de concordance ont permis d'évaluer la qualité de l'ajustement des modèles logistiques. Toutes les analyses ont été réalisées au moyen du logiciel statistique SAS, version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis). La signification statistique pour les modèles logistiques a été fixée à p < 0.05.

Résultats

Caractéristiques individuelles

Le tableau 1 illustre que l'échantillon des élèves du secondaire était équilibré entre garçons et filles d'une année à l'autre, soit environ 50,0 % par groupe. La répartition des répondants par niveau scolaire a varié entre 21,6 % et 27,3 % entre 2012-2013 et 2015-2016; on note toutefois des proportions réduites d'élèves de 12e année en 2016-2017 (19.3 %) et en 2017-2018 (17.6 %). La plupart des élèves ont déclaré être d'origine blanche, avec des proportions allant de 65,4 % à 73,8 % selon l'année; les proportions movennes des autres groupes ethniques sur l'ensemble des années étaient de 4,3 % pour ceux d'origine ethnique noire, de 6,9 % ceux d'origine ethnique asiatiques, de 3,2 % pour ceux d'origine ethnique autochtone et vivant hors réserve et de 2,3 % pour ceux d'origine ethnique latino-américaine ou hispanique; la proportion d'élèves s'étant identifiés comme d'origine ethnique asiatique en 2017-2018 était environ le double de celle des années scolaires précédentes. La prévalence de l'usage du tabac variait entre 10,1 % et 11,7 % selon l'année, tandis que la prévalence de la consommation de cannabis variait entre 23,0 % et 26,0 % selon l'année. La proportion d'élèves ayant déclaré un revenu disponible se situant entre 1 \$ et 20 \$ par semaine variait entre 30,2 % et 34,9 % entre 2012-2013 et 2017-2018. La prévalence de la consommation d'alcool se situait entre 51,5 % et 57,5 % et la consommation excessive d'alcool entre 33,6 % et 40,5 %, selon les années; la prévalence la plus faible a été relevée en 2017-2018.

Facteurs associés à la consommation d'alcool

Comparativement aux élèves ayant déclaré ne pas consommer de cannabis, les consommateurs de cannabis étaient plus de 4 fois plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool plutôt que de n'en avoir iamais consommé (rapport de cotes [RC] = 4,46; intervalle de confiance [IC] à 95 %: 4,33 à 4,60; tableau 2). Les fumeurs étaient plus susceptibles que les non-fumeurs de déclarer consommer de l'alcool plutôt que de n'en avoir jamais consommé (RC = 2,11; IC à 95 % : 2,03 à 2,21). Comparativement aux filles, les garçons étaient moins susceptibles d'affirmer consommer de l'alcool plutôt que n'en avoir jamais consommé (RC = 0,87; IC à 95 %: 0,86 à 0,88) et les élèves non blancs étaient moins susceptibles que les élèves blancs de déclarer consommer de l'alcool plutôt que de n'en avoir jamais consommé (RC = 0,65; IC à 95 % : 0,64 à 0,66). Comparativement aux élèves de 9e année, les élèves de 11e année (RC = 1,34; IC à 95 % : 1,31 à 1,37) et de 12^e année (RC = 1,62; IC à 95 % : 1,58 à 1,66) étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool que de n'en avoir jamais consommé, tandis que les élèves de 10e année étaient moins susceptibles de consommer de l'alcool que de n'en avoir jamais consommé (RC = 0,93; IC à 95 % : 0,91 à 0,95). Comparativement aux élèves ne disposant d'aucun revenu hebdomadaire, les élèves disposant de plus de 100 \$ étaient plus susceptibles (RC = 1,87; IC à 95 %: 1,82 à 1,92) et les élèves disposant de 1 \$ à 20 \$ étaient moins susceptibles (RC = 0.78; IC à 95 % : 0.76 à 0.79) dedéclarer consommer de l'alcool plutôt que n'en avoir iamais consommé. Comparativement à l'année de référence 2012-2013, davantage d'élèves ont déclaré consommer de l'alcool plutôt que de ne pas en consommer en 2013-2014 (RC = 1,12; IC à 95 %: 1,09 à 1,15), et moins d'élèves ont déclaré consommer de l'alcool plutôt que de ne pas en consommer en 2015-2016 (RC = 0.87; IC à 95 % : 0.85 à 0.90),en 2016-2017 (RC = 0,93; IC à 95 % : 0,90 à 0,95) et en 2017-2018 (RC = 0,96; IC à 95 %: 0,94 à 0,99).

Nous avons constaté des résultats similaires pour les associations avec les élèves ne consommant pas actuellement d'alcool et ceux n'en ayant jamais consommé (tableau 2). Comparativement aux élèves ne consommant pas de cannabis, les consommateurs de cannabis étaient plus susceptibles d'indiquer ne pas consommer actuellement d'alcool plutôt que de n'en avoir jamais consommé (RC = 1,69; IC à 95 % : 1,64 à 1,75). Les fumeurs étaient également plus susceptibles de ne pas consommer actuellement d'alcool plutôt

TABLEAU 1 Caractéristiques individuelles et prévalence de la consommation de substances chez les élèves ayant participé à l'étude COMPASS, Canada, entre les années scolaires 2012-2013 et 2017-2018

| | l'étude COMPASS, Canada, entre les années scolaires 2012-2013 et 2017-2018 2012-2013 2013-2014 2014-2015 2015-2016 2016-2017 2017-2018 | | | | | | | | | | | | |
|----------------------|---|--------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|-----------------------|
| Caract | éristiques - | | = 24 173) | | 13-2014 = 45 298) | | = 42 355) | | 40 436) | | = 46 957) | | = 66 501) |
| Caracti | cristiques | n | % (IC à 95 %) |
| Sexe | Filles | 11 886 | 49,6 (49,0 à 50,2) | 22 149 | 49,4 (48,9 à 49,9) | 20 663 | 49,3 (48,8 à 49,8) | 19 279 | 48,3 (47,8 à 48,8) | 22 975 | 49,6 (49,1 à 50,1) | 33 015 | 50,1 (49,7 à 50,5) |
| | Garçons | 12 076 | 50,4 (49,8 à 51,0) | 22 712 | 50,6 (50,1 à 51,1) | 21 263 | 50,7 (50,2 à 51,2) | 20 601 | 51,7 (51,2 à 52,2) | 23 319 | 50,4 (49,9 à 50,9) | 32 923 | 49,9 (49,5 à 50,3) |
| Année | 9 | 6 305 | 26,2 (25,6 à 26,8) | 11 793 | 26,2 (25,8 à 26,6) | 11 070 | 26,3 (25,9 à 26,7) | 10 585 | 26,3 (25,9 à 26,7) | 11 945 | 27,1 (26,7 à 27,5) | 15 950 | 27,8 (27,4 à 28,2) |
| | 10 | 6 179 | 25,7 (25,2 à 26,3) | 11 817 | 26,2 (25,8 à 26,6) | 11 493 | 27,3 (26,9 à 27,7) | 10 612 | 26,4 (26,0 à 26,8) | 12 437 | 28,2 (27,8 à 28,6) | 16 107 | 28,0 (27,6 à 28,4) |
| | 11 | 5 894 | 24,5 (24,0 à 25,0) | 11 229 | 24,9 (24,5 à 25,3) | 10 489 | 24,9 (24,5 à 25,3) | 10 179 | 25,3 (24,9 à 25,7) | 11 238 | 25,4 (25,0 à 25,8) | 15 291 | 26,6 (26,2 à 27,0) |
| | 12 | 5 699 | 23,7 (23,2 à 24,2) | 10 233 | 22,7 (22,3 à 23,1) | 9 078 | 21,6 (21,2 à 22,0) | 8 807 | 21,9 (21,5 à 22,3) | 8 538 | 19,3 (18,9 à 19,7) | 10 112 | 17,6 (17,3 à 17,9) |
| Origine ethnique | Blanc | 17 124 | 70,8 (70,2 à 71,4) | 33 414 | 73,8 (73,4 à 74,2) | 30 836 | 72,8 (72,4 à 73,2) | 28 641 | 70,8 (70,4 à 71,2) | 32 993 | 70,3 (69,9 à 70,7) | 43 510 | 65,4 (65,0 à 65,8) |
| | Noir | 1 102 | 4,6 (4,3 à 4,9) | 1 785 | 3,9 (3,7 à 4,1) | 1 892 | 4,5 (4,3 à 4,7) | 1 991 | 4,9 (4,7 à 5,1) | 1 936 | 4,1 (3,9 à 4,3) | 2 593 | 3,9 (3,8 à 4,1) |
| | Asiatique | 1 423 | 5,9 (5,6 à 6,2) | 2 303 | 5,1 (4,9 à 5,3) | 2 313 | 5,5 (5,3 à 5,7) | 2 466 | 6,1 (5,9 à 6,3) | 3 018 | 6,4 (6,2 à 6,6) | 8 125 | 12,2 (12,0 à 12,5) |
| | Autochtone | 721 | 3,0 (2,9 à 3,2) | 1 596 | 3,5 (3,3 à 3,7) | 1 416 | 3,3 (3,1 à 3,5) | 1 288 | 3,2 (3,0 à 3,4) | 1 606 | 3,4 (3,2 à 3,6) | 1 854 | 2,8 (2,7 à 2,9) |
| | Latino- Américain ou Hispanique | 551 | 2,3 (2,1 à 2,5) | 856 | 1,9 (1,8 à 2,0) | 888 | 2,1 (2,0 à 2,2) | 942 | 2,3 (2,2 à 2,5) | 1 201 | 2,6 (2,5 à 2,8) | 1 663 | 2,5 (2,4 à 2,6) |
| | Autre, mixte ou inconnue | 3 252 | 13,5 (13,1 à 13,9) | 5 344 | 11,8 (11,5 à 12,1) | 5 010 | 11,8 (11,5 à 12,1) | 5 108 | 12,6 (12,3 à 12,9) | 6 203 | 13,2 (12,9 à 13,5) | 8 756 | 13,2 (12,9 à 13,5) |
| Usage du tabac | Non-fumeur | 21 587 | 89,3 (88,9 à 89,7) | 40 027 | 88,4 (88,1 à 88,7) | 37 592 | 88,8 (88,5 à 89,1) | 35 689 | 88,3 (88,0 à 88,6) | 41 167 | 88,8 (88,5 à 89,1) | 59 266 | 90,0 (89,8 à 90,2) |
| | Fumeur | 2 586 | 10,7 (10,3 à 11,1) | 5 271 | 11,6 (11,3 à 11,9) | 4 763 | 11,3 (11,0 à 11,6) | 4 747 | 11,7 (11,4 à 12,0) | 5 182 | 11,2 (10,9 à 11,5) | 6 625 | 10,1 (9,9 à 10,3) |
| mation | Non-con- sommateur | 17 332 | 71,7 (71,1 à 72,3) | 32 780 | 72,4 (72,0 à 72,8) | 30 698 | 72,5 (72,1 à 72,9) | 29 475 | 72,9 (72,5 à 73,3) | 34 359 | 73,2 (72,8 à 73,6) | 50 176 | 75,5 (75,2 à 75,8) |
| de cannabis | Consomma- teur | 6 273 | 26,0 (25,5 à 26,6) | 11 434 | 25,2 (24,8 à 25,6) | 10 716 | 25,3 (24,9 à 25,7) | 9 960 | 24,6 (24,2 à 25,0) | 11 508 | 24,5 (24,1 à 24,9) | 15 265 | 23,0 (22,7 à 23,3) |
| | Inconnue | 568 | 2,3 (2,1 à 2,5) | 1 084 | 2,2 (2,1 à 2,3) | 941 | 2,2 (2,1 à 2,3) | 1 001 | 2,5 (2,4 à 2,7) | 1 090 | 2,3 (2,2 à 2,4) | 1 060 | 1,6 (1,5 à 1,7) |
| Revenu disponible | | 3 775 | 18,0 (17,5 à 18,5) | 7 192 | 18,3 (17,9 à 18,7) | 6 921 | 18,8 (18,4 à 19,2) | 6 721 | 19,1 (18,7 à 19,5) | 7 520 | 18,8 (18,4 à 19,2) | 10 611 | 19,3 (19,0 à 19,6) |
| | 1 \$ à 20 \$ | 7 325 | 34,9 (34,3 à 35,5) | 12 911 | 32,8 (32,3 à 33,3) | 11 836 | 32,1 (31,6 à 32,6) | 10 781 | 30,6 (30,1 à 31,1) | 12 345 | 30,8 (30,4 à 31,3) | 16 628 | 30,2 (29,8 à 30,6) |
| | 21 \$ à 100 \$ | 6 475 | 30,8 (30,2 à 31,4) | 11 978 | 30,5 (30,0 à 31,0) | 10 805 | 29,3 (28,8 à 29,8) | 10 056 | 28,6 (28,1 à 29,1) | 11 487 | 28,7 (28,3 à 29,1) | 15 565 | 28,3 (27,9 à 28,7) |
| | Plus de 100 \$ | 3 426 | 16,3 (15,8 à 16,8) | 7 236 | 18,4 (18,0 à 18,8) | | 19,9 (19,5 à 20,3) | 7 655 | 21,7 (21,3 à 22,1) | 8 691 | 21,7 (21,3 à 22,1) | 12 282 | 22,3 (22,0 à 22,7) |
| Consom- mation | Jamais | 4 865 | 20,7 (20,2 à 21,2) | 9 687 | 21,9 (21,5 à 22,3) | 9 849 | 23,8 (23,4 à 24,2) | 10 137 | 25,7 (25,3 à 26,1) | 12 076 | 26,3 (25,9 à 26,7) | 17 943 | 27,4 (27,1 à 27,7) |
| d'alcool | Aucune consomma- tion actuelle | 5 535 | 23,6 (23,1 à 24,1) | | 20,6 (20,2 à 21,0) | 8 624 | 20,8 (20,4 à 21,2) | 8 060 | 20,4 (20,0 à 20,8) | | 19,9 (19,5 à 20,3) | 13 794 | 21,1 (20,8 à 21,4) |
| | Consomma- tion actuelle | | 55,7 (55,1 à 56,3) | | | | 55,4 (54,9 à 55,9) | 21 291 | 53,9 (53,4 à 54,4) | | (53,3 à 54,3) | | 51,5 (51,1 à 51,9) |

Suite à la page suivante

TABLEAU 1 (suite)

Caractéristiques individuelles et prévalence de la consommation de substances chez les élèves ayant participé à l'étude COMPASS, Canada, entre les années scolaires 2012-2013 et 2017-2018

| Caract | Caractéristiques | | 2012-2013 (Na = 24 173) | | 2013-2014 (Na = 45 298) | | 2014-2015 (Na = 42 355) | | 2015-2016 (Na = 40 436) | | 2016-2017 (N ^a = 46 957) | | 2017-2018 (Na = 66 501) | |
|-----------------------|--|--------|----------------------------|--------|----------------------------|--------|--------------------------|--------|----------------------------|--------|--|--------|----------------------------|--|
| Caract | eristiques | n | % (IC à 95 %) | n | % (IC à 95 %) | n | % (IC à 95 %) | n | % (IC à 95 %) | n | % (IC à 95 %) | n | % (IC à 95 %) | |
| Consom- mation | Jamais | 12 539 | 52,1 (51,5 à 52,7) | 22 766 | 50,4 (49,9 à 50,9) | 22 201 | 52,6 (52,1 à 53,1) | 21 934 | 54,5 (54,0 à 55,0) | 25 700 | 55,0 (54,6 à 55,5) | 38 776 | 58,5 (58,1 à 58,9) | |
| excessive d'alcool | Aucune consomma- tion excessive actuelle | 2 058 | 8,6 (8,2 à 9,0) | 4 075 | 9,0 (8,7 à 9,3) | 3 705 | 8,8 (8,5 à 9,1) | 3 383 | 8,4 (8,1 à 8,7) | 4 102 | 8,8 (8,5 à 9,1) | 5 221 | 7,9 (7,7 à 8,1) | |
| | Consommation excessive actuelle | 9 481 | 39,4 (38,8 à 40,0) | 18 291 | 40,5 (40,1 à 41,0) | 16 300 | 38,6 (38,1 à 39,1) | 14 963 | 37,2 (36,7 à 37,7) | 16 971 | 36,3 (35,9 à 36,7) | 22 278 | 33,6 (33,2 à 34,0) | |

Abréviations : COMPASS, étude de cohorte sur l'obésité, la consommation de marijuana, l'activité physique, la consommation d'alcool, le tabagisme et le comportement sédentaire; IC, intervalle de confiance.

que de n'en avoir jamais consommé, comparativement aux élèves non-fumeurs (RC = 1,32; IC à 95 % : 1,26 à 1,39). Comparativement aux élèves ne disposant d'aucun revenu hebdomadaire, les élèves disposant d'un revenu hebdomadaire de 21 \$ à 100 \$ (RC = 1,08; IC à 95 % : 1,05 à 1,11) et de plus de 100 \$ (RC = 1,11; IC à 95 % : 1,08 à 1,15) étaient plus susceptibles de ne pas consommer actuellement d'alcool que de n'en avoir jamais consommé.

Facteurs associés à la consommation excessive d'alcool

Comparativement aux élèves avant déclaré ne pas consommer de cannabis, les consommateurs de cannabis étaient 4 fois plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de n'avoir jamais consommé d'alcool de manière excessive (RC = 3,99; IC à 95 %: 3,92 à 4,06) (tableau 2). Les fumeurs étaient également plus susceptibles que les non-fumeurs de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de n'avoir jamais consommé d'alcool de manière excessive (RC = 2,52; IC à 95 % : 2,45 à 2,58). Comparativement aux filles, les garçons étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de n'avoir jamais consommé d'alcool de manière excessive (RC = 1,02; IC à 95 % : 1,00 à 1,03), et les élèves non blancs étaient moins susceptibles que les élèves blancs de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de n'avoir jamais consommé d'alcool de manière excessive (RC = 0,74; IC à 95 % : 0,73 à 0,75). Comparativement aux élèves de 9º année, les élèves de 11º année (RC = 1,37; IC à 95 % : 1,34 à 1,40) et de 12^e année (RC = 1,77; IC à 95 % : 1,73 à 1,81) étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de n'avoir jamais consommé d'alcool de manière excessive. Comparativement aux élèves ne disposant d'aucun revenu hebdomadaire, les élèves disposant d'un revenu hebdomadaire de 21 \$ à 100 \$ (RC = 1,42; IC à 95 % : 1,39 à 1,45) et de plus de 100 \$ (RC = 2,14; IC à 95 % : 2,09 à 2,19) étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de n'avoir jamais consommé d'alcool de manière excessive. Comparativement à l'année de référence 2012-2013, les élèves étaient plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de n'avoir jamais consommé d'alcool de manière excessive en 2013-2014 (RC = 1,22; IC à 95 % : 1,19 à 1,26) et en 2014- $2015 (RC = 1,06; IC \grave{a} 95 \% : 1,03 \grave{a} 1,09),$ et moins susceptibles de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive plutôt que de n'avoir jamais consommé d'alcool de manière excessive en 2015-2016 (RC = 0.93; IC à 95 % : 0.90 à 0.96),en 2016-2017 (RC = 0,91; IC à 95 % : 0,89 à 0,94) et en 2017-2018 (RC = 0,78; IC à 95 %: 0,76 à 0,80).

Des résultats similaires ont été observés pour les associations avec le fait de ne pas

consommer actuellement d'alcool de manière excessive et le fait de ne jamais l'avoir fait (tableau 2). Comparativement aux élèves ne consommant pas actuellement de cannabis, les consommateurs de cannabis étaient plus susceptibles d'indiquer ne pas actuellement consommer d'alcool de manière excessive plutôt que de ne jamais l'avoir fait (RC = 2,43; IC à 95 % : 2,39 à 2,47). Les fumeurs étaient également plus susceptibles de déclarer ne pas actuellement consommer d'alcool de manière excessive plutôt que de ne jamais l'avoir fait, comparativement aux élèves non-fumeurs (RC = 1,48; IC à 95 %: 1,44 à 1,52). Comparativement aux élèves ne disposant d'aucun revenu hebdomadaire, les élèves disposant d'un revenu hebdomadaire de 21 \$ à 100 \$ (RC = 1,23; IC à 95 % : 1,20 à 1,25) et de plus de 100 \$ (RC = 1,55; IC à 95 % : 1,51 à 1,58) étaient plus susceptibles de ne pas actuellement consommer d'alcool de manière excessive plutôt que de ne jamais l'avoir fait.

Analyse

Cette étude montre des associations spécifiques entre certains microfacteurs et une consommation d'alcool ou une consommation excessive d'alcool au sein d'un vaste échantillon d'élèves canadiens du secondaire. La consommation de cannabis est associée à une probabilité 4 fois plus élevée de consommation d'alcool et de consommation excessive d'alcool, tandis que l'usage du tabac est associé à une probabilité deux fois plus élevée de ces

^a Cadre d'échantillonnage.

TABLEAU 2 Modèles EEG de régression logistique multinomiale examinant les microfacteurs associés à la consommation d'alcool et à la consommation excessive d'alcool chez les élèves du secondaire, étude COMPASS, Canada, 2012-2013 à 2017-2018

| | | | Consomma | tion d'alcool | | (| Consommation (| excessive d'alco | ol |
|--------------------------|------------------------|--------------|----------------------|----------------------|----------|------|----------------------|----------------------|----------|
| Variable | Niveau ^a | RC | Limite inférieure | Limite supérieure | Valeur p | RC | Limite inférieure | Limite supérieure | Valeur p |
| Consommation actu | elle par rapport à au | cune consom | mation antériel | ıre | | | | | |
| Sexe | Garçons | 0,87 | 0,86 | 0,88 | < 0,001 | 1,02 | 1,00 | 1,03 | 0,008 |
| Niveau scolaire | 10 | 0,93 | 0,91 | 0,95 | < 0,001 | 0,91 | 0,89 | 0,93 | < 0,001 |
| | 11 | 1,34 | 1,31 | 1,37 | < 0,001 | 1,37 | 1,34 | 1,40 | < 0,001 |
| | 12 | 1,62 | 1,58 | 1,66 | < 0,001 | 1,77 | 1,73 | 1,81 | < 0,001 |
| Origine ethnique | Autre que Blanc | 0,65 | 0,64 | 0,66 | < 0,001 | 0,74 | 0,73 | 0,75 | < 0,001 |
| Usage du tabac | Fumeur | 2,11 | 2,03 | 2,21 | < 0,001 | 2,52 | 2,45 | 2,58 | < 0,001 |
| Consommation de cannabis | Consommateur actuel | 4,46 | 4,33 | 4,60 | < 0,001 | 3,99 | 3,92 | 4,06 | < 0,001 |
| Revenu disponible | 1 \$ à 20 \$ | 0,78 | 0,76 | 0,79 | < 0,001 | 0,70 | 0,68 | 0,71 | < 0,001 |
| | 21 \$ à 100 \$ | 1,35 | 1,32 | 1,37 | < 0,001 | 1,42 | 1,39 | 1,45 | < 0,001 |
| | Plus de 100 \$ | 1,87 | 1,82 | 1,92 | < 0,001 | 2,14 | 2,09 | 2,19 | < 0,001 |
| Année de collecte | 2013-2014 | 1,12 | 1,09 | 1,15 | < 0,001 | 1,22 | 1,19 | 1,26 | < 0,001 |
| des données | 2014-2015 | 0,98 | 0,95 | 1,00 | 0,097 | 1,06 | 1,03 | 1,09 | < 0,001 |
| | 2015-2016 | 0,87 | 0,85 | 0,90 | < 0,001 | 0,93 | 0,90 | 0,96 | < 0,001 |
| | 2016-2017 | 0,93 | 0,90 | 0,95 | < 0,001 | 0,91 | 0,89 | 0,94 | < 0,001 |
| | 2017-2018 | 0,96 | 0,94 | 0,99 | 0,004 | 0,78 | 0,76 | 0,80 | < 0,001 |
| Statistique de concord | lance | | 0,0 | 334 | | | 0,6 | 393 | |
| Aucune consommati | ion actuelle par rappo | ort à aucune | consommation | antérieure | | | | | |
| Sexe | Garçons | 0,90 | 0,89 | 0,91 | < 0,001 | 0,88 | 0,87 | 0,89 | < 0,001 |
| Niveau scolaire | 10 | 0,99 | 0,97 | 1,02 | 0,596 | 0,92 | 0,90 | 0,94 | < 0,001 |
| | 11 | 1,04 | 1,01 | 1,07 | 0,002 | 1,29 | 1,26 | 1,31 | < 0,001 |
| | 12 | 1,04 | 1,01 | 1,07 | 0,005 | 1,50 | 1,47 | 1,54 | < 0,001 |
| Origine ethnique | Autre que Blanc | 0,88 | 0,86 | 0,89 | < 0,001 | 0,76 | 0,75 | 0,77 | < 0,001 |
| Usage du tabac | Fumeur | 1,32 | 1,26 | 1,39 | < 0,001 | 1,48 | 1,44 | 1,52 | < 0,001 |
| Consommation de cannabis | Consommateur actuel | 1,69 | 1,64 | 1,75 | < 0,001 | 2,43 | 2,39 | 2,47 | < 0,001 |
| Revenu disponible | 1 \$ à 20 \$ | 1,00 | 0,98 | 1,02 | 0,937 | 0,84 | 0,82 | 0,86 | < 0,001 |
| | 21 \$ à 100 \$ | 1,08 | 1,05 | 1,11 | < 0,001 | 1,23 | 1,20 | 1,25 | < 0,001 |
| | Plus de 100 \$ | 1,11 | 1,08 | 1,15 | < 0,001 | 1,55 | 1,51 | 1,58 | < 0,001 |
| Année de collecte | 2013-2014 | 1,06 | 1,03 | 1,09 | < 0,001 | 1,10 | 1,07 | 1,13 | < 0,001 |
| des données | 2014-2015 | 0,98 | 0,95 | 1,01 | 0,204 | 1,01 | 0,98 | 1,03 | 0,605 |
| | 2015-2016 | 0,90 | 0,87 | 0,93 | < 0,001 | 0,94 | 0,92 | 0,97 | < 0,001 |
| | 2016-2017 | 0,88 | 0,86 | 0,91 | < 0,001 | 0,98 | 0,96 | 1,01 | 0,157 |
| | 2017-2018 | 0,94 | 0,91 | 0,96 | < 0,001 | 0,95 | 0,92 | 0,97 | < 0,001 |
| Statistique de concord | lance | | 0,! | 586 | | | 0,7 | 747 | |

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

deux comportements. Les données de l'Enquête de surveillance canadienne de la consommation d'alcool et de drogues (ESCCAD) et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ont révélé une prévalence significativement plus élevée de la consommation excessive d'alcool et de la consommation

problématique d'alcool (selon l'échelle AUDIT) chez les fumeurs par rapport aux non-fumeurs^{11,12}. À partir des données de l'ESCCAD et de l'ESCC, Kirst et ses collaborateurs ont signalé que l'importance de l'association entre l'usage du tabac et la consommation excessive d'alcool était plus grande chez les adolescents de 12 à

17 ans que chez les 18 ans et plus¹¹. La différence dans cette association pour les deux groupes d'âge est frappante et indique un besoin d'interventions chez les jeunes qui consomment plusieurs substances. En prenant en compte l'ensemble de ces éléments, nous émettons l'hypothèse que les jeunes négocient peut-être

^a Catégories de référence : filles; 9° année; Blanc; non-fumeur; non-consommateur de cannabis; 0 \$; 2012-2013.

l'usage de diverses substances, sans doute en raison de la pression exercée par leurs pairs et des attitudes anticonformistes manifestées à l'adolescence⁴.

En ce qui concerne le sexe, les filles étaient plus susceptibles que les garçons de déclarer consommer de l'alcool, tandis que les garçons étaient légèrement plus susceptibles que les filles de déclarer consommer de l'alcool de manière excessive. Ces résultats sont à comparer aux résultats de l'ECTADE de 2016-2017, où la prévalence de la consommation d'alcool était similaire chez les filles et les garçons, à 44 % pour les deux groupes, tandis que la prévalence de la consommation d'alcool à risque élevé (5 verres ou plus en une même occasion) était de 25 % pour les garçons et de 23 % pour les filles13. De plus, McCarty et ses collaborateurs ont montré qu'une consommation de cannabis durant l'adolescence était un facteur prédictif d'une consommation nocive d'alcool à l'âge adulte chez les deux sexes, ainsi que d'une consommation excessive d'alcool à l'âge adulte chez ceux s'étant identifiés comme de sexe masculin6.

Nous avons également constaté des différences dans la prévalence de la consommation d'alcool et de la consommation excessive d'alcool selon les groupes ethniques. Les élèves non blancs étaient moins susceptibles de déclarer consommer de l'alcool et consommer de l'alcool de manière excessive que les élèves s'étant identifiés comme blancs. Les données de l'enquête Toronto Youth Crime and Victimization Survey ont révélé que, comparativement aux élèves de l'Asie du Sud et de l'Asie de l'Est, la probabilité de consommer de l'alcool chaque semaine était significativement plus élevée chez les élèves originaires du Canada, de l'Europe de l'Ouest, de l'Europe de l'Est, de l'Europe du Sud, de l'Amérique du Sud et de la Chine¹⁴. Ensemble, ces résultats indiquent que les facteurs culturels et les normes traditionnelles, ainsi que l'environnement social, peuvent influer sur la consommation d'alcool chez les jeunes Canadiens. Étant donné que les élèves non blancs ne représentaient que 29 % de l'échantillon global de notre étude, nos constatations pourraient ne pas être généralisables.

La consommation d'alcool et la consommation excessive d'alcool variaient également selon les niveaux déclarés de revenu hebdomadaire disponible. Les élèves ayant déclaré disposer d'un revenu supérieur à 100 \$ étaient environ deux fois plus susceptibles de déclarer consommer de l'alcool et d'en faire une consommation excessive. Des travaux antérieurs ont montré que les ressources financières de la famille étaient un puissant prédicteur de la consommation de substances chez les jeunes (âge moyen d'environ 17 ans) : les jeunes ayant un statut socioéconomique élevé étaient plus susceptibles de consommer de l'alcool que les jeunes ayant un statut socioéconomique faible¹⁵. Les élèves disposant d'un revenu plus élevé peuvent considérer la consommation d'alcool comme économiquement réalisable. En outre, les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes ont montré que les jeunes (de 15 à 19 ans) qui travaillaient de plus longues heures étaient plus susceptibles d'afficher une forte consommation épisodique d'alcool, mais cela ne s'appliquait qu'aux jeunes de familles à revenu modeste ou élevé¹⁶. Bien que les jeunes puissent travailler pour diverses raisons, que ce soit pour combler des nécessités de la vie ou se procurer des articles de luxe, les stratégies d'établissement de prix minimum peuvent constituer des obstacles efficaces à la consommation d'alcool chez les jeunes¹⁷.

Le recrutement d'écoles dans de nouvelles zones géographiques pendant l'étude s'est traduit par un moins grand nombre d'élèves de 12e année en 2016-2017 et en 2017-2018, ainsi que par un moins grand nombre d'élèves s'étant identifiés comme blancs et un plus grand nombre d'élèves s'étant identifiés comme asiatiques en 2017-2018. On a observé des diminutions modérées de la prévalence globale de la consommation d'alcool et de la consommation excessive d'alcool en 2016-2017 et en 2017-2018. Ces résultats font ressortir la nécessité d'un échantillon important et diversifié de jeunes pour les futures études de cohorte.

Forces et limites

Les données du questionnaire COMPASS destiné aux élèves reposent sur l'autodéclaration. Les procédures de collecte des données employées limitent le biais de désirabilité sociale en utilisant une approche fondée sur l'information active et le consentement passif, en maintenant la confidentialité et en minimisant la sousdéclaration¹⁸. L'étude COMPASS utilise également l'échantillonnage dirigé pour le

recrutement d'écoles participantes de différentes zones géographiques, soit l'Ontario, l'Alberta, la Colombie-Britannique, le Québec et le Nunavut¹⁰. Bien que la méthodologie d'échantillonnage ait pu avoir une incidence sur la validité externe, bon nombre des constatations présentées ici sont comparables à d'autres études à grande échelle sur la consommation d'alcool et la prévalence de la consommation excessive d'alcool chez les jeunes Canadiens, à savoir l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et l'Enquête de surveillance canadienne de la consommation d'alcool et de drogues (42 % de prévalence de la consommation d'alcool11) et l'Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves (prévalence de 44 % de la consommation d'alcool et de 24 % de la consommation d'alcool à risque élevé¹³).

Conclusion

Cette étude fournit un aperçu des associations entre certains microfacteurs et la consommation d'alcool ainsi que la consommation excessive d'alcool chez les jeunes Canadiens. La consommation de cannabis, l'usage du tabac et un revenu disponible élevé ont été associés à la consommation d'alcool et à la consommation excessive d'alcool chez les élèves du secondaire de l'étude COMPASS. Ces résultats peuvent éclairer la prise de mesures visant la prévention de l'usage de plusieurs substances chez 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 d'une subvention de fonctionnement de l'Institut de la santé publique et des populations (ISPP) des IRSC (MOP-114875; subvention accordée à S. Leatherdale). M. Leatherdale est titulaire d'une chaire de recherche appliquée en santé publique qui est financée par l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC), en partenariat avec les IRSC. M^{me} 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 du Canada (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 le manuscrit. KB a analysé les données. SL a élaboré l'enquête et recueilli les données de l'étude. Tous les auteurs ont contribué à l'interprétation des résultats et aux ébauches du manuscrit et en ont approuvé la version finale.

Le contenu et les points de vue exprimés dans le présent article sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement ceux du gouvernement du Canada.

Références

- 1. Butt P, Beirness D, Gliksman L, et coll. 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. Stockwell T, Beirness D, Butt P, et al. Canada's low-risk drinking guidelines [lettre]. JAMC 2012;184(1):75.
- 3. Santé Canada. Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves : tableaux détaillés de 2014-2015 [Internet]. Ottawa (Ontario) : Gouvernement du Canada; [modification le 9 septembre 2016; consultation en juin 2019]. En ligne à : https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/enquete-canadienne-tabac-alcool-et-drogues-eleves/2014-2015-tableaux-supplementaires.html
- 4. Herciu AC, Laxer RE, Cole A, et al. A cross-sectional study examining factors associated with youth binge drinking in the COMPASS study: year 1 data. J Alcohol Drug Depend [Internet]. 2014 [consultation en juin 2019]; 2(4):172. En ligne à : https://www.longdom.org/open-access/a-crosssectional-study-examining-factors-associated-with-youth-binge-drinking-in-the-compass-study-year-data-2329-6488.1000172.pdf

- Thompson K, Stockwell T, Leadbeater B, et al. Association among different measures of alcohol use across adolescence and emerging adulthood. Addiction. 2014;109(6):894-903.
- 6. 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.
- 7. 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.
- 8. Hoyt LT, Chase-Lansdale PL, McDade TW, et al. Positive youth, healthy adults: does positive well-being in adolescence predict better perceived health and fewer risky health behaviors in young adulthood? J Adolesc Health. 2012;50(1): 66-73.
- 9. Tucker JS, Ellickson PL, Orlando M, et al. Substance use trajectories from early adolescence to emerging adulthood: a comparison of smoking, binge drinking, and marijuana use. J Drug Issues. 2005;35(2):307-322.
- 10. 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 [consultation en juin 2019];14: 331. En ligne à : https://bmcpublichealth.biomedcentral.com/articles/10.1186 /1471-2458-14-331
- 11. Kirst M, Mecredy G, Chaiton M. The prevalence of tobacco use co-morbidities in Canada. Can J Public Health. 2013;104(3):e210-e215.
- 12. Babor TF, Higgins-Biddle JC, Saunders JB, et al. AUDIT: the Alcohol Use Disorders Identification Test: guidelines for use in primary care. 2^e éd. Genève (CH): World Health Organization; 2001.

- 13. Gouvernement du Canada. Résumé des résultats de l'Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves (ECTADE) 2016-2017 [Internet]. Ottawa (Ont.), Gouvernement du Canada; [modification le 12 juin 2018; consultation en juin 2019]. En ligne à : https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/enquete-canadienne-tabac-alcool-et-drogues-eleves/sommaire-2016-2017.html
- 14. Brown C, Langille D, Tanner J, et al. Health-compromising behaviors among a multi-ethnic sample of Canadian high school students: risk-enhancing effects of discrimination and acculturation. J Ethn Subst Abuse. 2014; 13(2):158-178.
- 15. Hanson MD, Chen E. Socioeconomic status and substance use behaviors in adolescents: the role of family resources versus family social status. J Health Psychol. 2007;12(1):32-35.
- 16. Breslin FC, Adlaf EM. Part-time work and adolescent heavy episodic drinking: the influence of family and community context. J Stud Alcohol Drugs. 2005;66(6):784-794.
- 17. Stockwell T, Auld MC, Zhao J, et al. Does minimum pricing reduce alcohol consumption? The experience of a Canadian province. Addiction. 2011; 107(5):912-920.
- 18. Thompson-Haile A, Bredin C, Leatherdale ST. Rationale for using active-information passive-consent permission protocol in COMPASS. COMPASS Tech Rep Ser [Internet]. 2013 [consultation en juin 2019];1(6). En ligne à : https://uwaterloo.ca/compass-system/publications/rationale-using-active-information-passive-consent

Recherche quantitative originale

Exposition à la fumée du tabac et sommeil : estimation de l'association entre concentration de cotinine urinaire et qualité du sommeil

Moe Zandy, M.H.P. (1); Vicky Chang, M.H.P. (1,2); Deepa P. Rao, Ph. D. (1); Minh T. Do, Ph. D. (1)

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

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. La majorité des études sur l'exposition à la fumée du tabac et la qualité du sommeil se fondent sur le tabagisme autodéclaré, ce qui peut entraîner des erreurs de classification de l'exposition et des biais liés à l'autodéclaration. L'objectif de cette étude consistait à étudier les associations entre la concentration de cotinine urinaire un marqueur biologique de l'exposition à la fumée du tabac - et diverses mesures de la qualité du sommeil, soit le temps de sommeil, la continuité ou l'efficacité du sommeil, la satisfaction à l'égard du sommeil et le degré de vigilance durant les heures normales d'éveil.

Méthodologie. À l'aide des données d'un échantillon national de 10 806 adultes (âgés de 18 à 79 ans) tiré de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (2007-2013), nous avons effectué des analyses de régression logistique binaire pour estimer les associations entre concentration de cotinine urinaire et mesures de la qualité du sommeil, en tenant compte des facteurs de confusion éventuels. De plus, nous avons effectué une régression logistique ordinale pour évaluer les associations entre concentration urinaire de cotinine et présence d'un nombre plus élevé de troubles du sommeil.

Résultats. Dans l'ensemble, 28,7 % des répondants à l'enquête ciblant les adultes canadiens présentaient des concentrations de cotinine urinaire supérieures à la limite de détection, et la prévalence de chaque trouble du sommeil variait entre 5,5 % et 35,6 %. Une concentration élevée de cotinine dans l'urine (4e quartile par rapport à une concentration inférieure à la limite de détection) était associée à une probabilité significativement plus élevée d'avoir un temps de sommeil trop court ou trop long (rapport de cotes [RC] = 1,41; IC à 95 % : 1,02 à 1,95; tendance p = 0,021), d'avoir de la difficulté à s'endormir ou à rester endormi (RC = 1,71; IC à 95 % : 1,28 à 2,27; tendance p = 0,003), de ressentir une insatisfaction à l'égard du sommeil (RC = 1,87; IC à 95 % : 1,21 à 2,89; tendance p = 0,011) et de présenter un nombre plus élevé de troubles du sommeil (RC = 1,64; IC à 95 % : 1,19 à 2,26; tendance p = 0,001). Les relations observées étaient plus marquées chez les femmes que chez les hommes.

Conclusion. Notre étude, qui a fait appel à un marqueur biologique de l'exposition à la fumée du tabac, contribue à l'ensemble de la littérature traitant de l'effet de l'exposition aux substances toxiques de l'environnement sur la qualité du sommeil en montrant qu'il existe une relation entre l'exposition à la fumée du tabac et un sommeil de mauvaise qualité. Pour tenir compte des limites inhérentes à la nature transversale du plan d'étude et pour mieux évaluer les effets sur le long terme de l'exposition à la fumée de tabac sur la qualité du sommeil, il est nécessaire de réaliser des études longitudinales.

Mots-clés : exposition à la fumée du tabac, cotinine urinaire, qualité du sommeil

Points saillants

- Plus du quart des participants à l'étude présentaient des concentrations détectables de cotinine urinaire, ce qui indique qu'une forte proportion d'adultes canadiens subirait une exposition active ou passive à la fumée du tabac.
- Un sommeil de mauvaise qualité était un problème fréquemment signalé, près du tiers des répondants adultes ne bénéficiant pas du nombre d'heures de sommeil recommandées.
- Des taux élevés de cotinine urinaire ont été associés à des probabilités plus élevées d'avoir un temps de sommeil trop court ou trop long, d'avoir de la difficulté à s'endormir ou à rester endormi, de ressentir une insatisfaction à l'égard du sommeil et de présenter davantage de troubles du sommeil.
- L'association entre la présence de fortes concentrations de cotinine urinaire et un sommeil de mauvaise qualité était plus marquée chez les femmes que chez les hommes.

Introduction

Si les effets nocifs sur la santé de l'exposition à la fumée du tabac, notamment des cancers et des maladies cardiovasculaires et respiratoires, ont été bien établis1, il n'existe pas de recherche en population exhaustive sur l'exposition à la fumée du tabac en relation avec la

Rattachement des auteurs :

- 1. Division de la surveillance et de l'épidémiologie, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
- 2. École de santé publique Dalla Lana, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada

Correspondance: Minh T. Do, Carleton University, 1125, prom. Colonel By, Ottawa (Ontario) K1S 5B6; tél.: 613-797-7587; courriel: minht.do@canada.ca

qualité du sommeil et utilisant un marqueur biologique de l'exposition. L'exposition à la fumée du tabac regroupe l'exposition à la fumée directe chez les fumeurs et l'exposition à la fumée secondaire chez les non-fumeurs et les fumeurs. Selon des estimations récentes, environ 5,0 millions (16,2 %) de Canadiens de 12 ans ou plus ont déclaré fumer (quotidiennement ou occasionnellement)2. Chez les non-fumeurs, environ 27 % des Canadiens de 18 à 24 ans ont déclaré avoir été exposés à la fumée secondaire dans un véhicule privé ou un lieu public3. En 2012-2013, 11 % des non-fumeurs canadiens n'ayant pas déclaré d'exposition à la fumée secondaire et 34 % des Canadiens non-fumeurs avant fait état d'une exposition récente à la fumée secondaire présentaient des niveaux détectables de cotinine (un marqueur biologique de l'exposition à la fumée de tabac) dans leur urine4. Parallèlement, 40 % des adultes canadiens ont fait état de symptômes de diminution de la qualité du sommeil⁵. Un sommeil sain a été défini comme un cycle sommeilveille multidimensionnel, qui reflète le bien-être physique et mental d'une personne⁶. Ainsi, une bonne qualité de sommeil s'articule autour de cinq caractéristiques : un temps de sommeil adéquat; une vigilance diurne soutenue; la continuité ou l'efficacité du sommeil, qui suppose la facilité ou la latence d'endormissement ou la capacité de se rendormir; une régulation appropriée du sommeil et enfin une satisfaction subjective à l'égard de la qualité du sommeil⁶.

Il a été démontré que le fait de fumer augmente le risque d'avoir un sommeil de mauvaise qualité⁷. Des perturbations du sommeil ont été observées chez des personnes ayant une dépendance à la nicotine8-10. Un temps de sommeil trop court a été associé à un risque accru de morbidité et de mortalité^{8,11-14}. Il ressort des données sur le tabagisme autodéclaré que les fumeurs sont plus nombreux que les nonfumeurs à avoir un sommeil trop court et un sommeil de mauvaise qualité¹⁵. Comparativement aux personnes qui n'ont jamais fumé, les fumeurs sont beaucoup plus susceptibles de déclarer un manque de sommeil ou un sommeil discontinu et une somnolence diurne¹⁵⁻¹⁸. En outre, les études démontrent qu'il existe une relation dose-réponse entre la quantité de cigarettes fumées et la mauvaise qualité du sommeil17. Une étude longitudinale a révélé que le tabagisme autodéclaré était associé de manière significative à une plus grande difficulté à s'endormir et à se réveiller¹⁹. Par ailleurs, le tabagisme léger serait également associé à une réduction du temps de sommeil²⁰. De plus, on rapporte que les non-fumeurs qui ne sont pas exposés à la fumée secondaire sont moins susceptibles de souffrir d'un trouble du sommeil que les fumeurs qui présentent des concentrations détectables de cotinine²¹.

La nicotine, qui agit comme un stimulant, a été associée à une diminution de la qualité du sommeil. Il a été prouvé que, comparativement aux non-fumeurs, les fumeurs présentaient une disponibilité réduite des transporteurs de dopamine dans la région striatale du cerveau22. Ce phénomène a été associé à une diminution de la qualité du sommeil chez les adultes en bonne santé²³. Il a également été signalé que les fumeurs ressentent des envies de fumer et des symptômes de sevrage pendant la nuit, probablement en raison de la baisse des concentrations sériques de nicotine durant le sommeil²⁴. Par conséquent, la qualité du sommeil peut être diminuée en raison de la dépendance biologique à la nicotine. D'ailleurs, la prévalence déclarée du tabagisme nocturne chez les grands fumeurs est d'environ 41 %25. En favorisant la libération des neurotransmetteurs. la nicotine procure des sensations de stimulation et d'éveil26. L'association entre nicotine et sommeil de mauvaise qualité a ainsi déjà été démontrée.

L'utilisation de données sur le tabagisme autodéclaré est une méthode non invasive de mesure de l'exposition à la fumée du tabac, mais cette méthode de surveillance favorise la sous-déclaration. Ce phénomène est attribuable à la nature socialement indésirable du tabagisme, en particulier dans le contexte actuel où l'exposition active ou passive à la fumée du tabac fait l'objet d'une attention accrue de la part de la population. Bien que l'évaluation de l'exposition à la fumée du tabac par la collecte d'échantillons biologiques soit limitée par les coûts qui lui sont associés, il a été démontré que les mesures biologiques de l'exposition, en particulier le dosage de la cotinine urinaire, présentent un degré de précision plus élevé que les données sur le tabagisme autodéclaré²⁷.

La plupart des recherches publiées se sont limitées au tabagisme actif autodéclaré et à l'exposition à la fumée secondaire comme mesures de l'exposition à la fumée de tabac. Par ailleurs, la plupart des études

de population n'ont évalué indépendamment qu'une seule caractéristique du sommeil, par exemple la mesure globale de la qualité du sommeil. Un examen de la littérature a révélé une tendance à la sous-estimation de la prévalence de l'exposition à la fumée du tabac dans les études fondées sur l'autodéclaration, comparativement aux études utilisant des marqueurs biologiques de l'exposition²⁷. Dans ce cadre, notre étude visait à combler diverses lacunes en matière de recherche grâce à l'utilisation du dosage de la cotinine urinaire comme mesure de l'exposition à la fumée du tabac, tout en réduisant au minimum les biais potentiels découlant des erreurs de classification aléatoires et non aléatoires de l'exposition à la fumée du tabac. Cette étude tient compte, en outre, de quatre caractéristiques de la qualité de sommeil, à savoir le temps de sommeil, la continuité du sommeil, la satisfaction à l'égard du sommeil et la vigilance diurne pendant les heures d'éveil, de manière à fournir une compréhension approfondie de l'association entre l'exposition au tabac et un sommeil sain. Nous avons cherché à évaluer la relation entre les concentrations de cotinine urinaire et les mesures de la qualité du sommeil chez les adultes canadiens à la fois pour l'ensemble des participants et selon le sexe.

Méthodologie

Source des données et population à l'étude

Notre étude repose sur les données tirées de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), cycles 1 (2007-2009), 2 (2010-2011) et 3 (2012-2013). L'ECMS est une enquête transversale continue sur la santé qui recueille des données auprès des Canadiens, âgés de 6 à 79 ans (cycle 1) ou de 3 à 79 ans (cycles 2 et 3). Les personnes vivant dans une réserve ou dans d'autres établissements autochtones, les membres à temps plein des Forces canadiennes, les résidents des trois territoires et les résidents de certaines régions ou établissements éloignés ont été exclus de l'enquête. L'ECMS a été conçue pour être représentative d'environ 96,0 % de la population canadienne dans les tranches d'âge ciblées28. Le taux de réponse global pour les trois cycles est de 52,9 %. Les détails sur la conception de l'enquête et le cadre d'échantillonnage de l'ECMS ont été publiés ailleurs28. L'enquête comprenait d'abord un entretien auprès des ménages pour recueillir les caractéristiques sociodémographiques

et les caractéristiques liées à la santé et au mode de vie, puis des mesures physiques directes ont été prises et des échantillons biologiques ont été recueillis dans un centre d'examen mobile (CEM)29. Grâce au plan d'échantillonnage complexe, aléatoire et à plusieurs degrés ainsi qu'aux facteurs de pondération appliqués aux échantillons de l'enquête, les chercheurs peuvent réaliser des inférences sur la population canadienne, évaluer la qualité des données, déceler les erreurs d'échantillonnage et faire des ajustements en fonction des taux de réponse dans les analyses. Notre analyse a porté sur les adultes de 18 ans et plus. Pour améliorer la puissance statistique et la taille de l'échantillon, les données du cycle 1 (n = 3726), du cycle 2 (n = 3873) et du cycle 3 (n = 3397) ont été regroupées. En raison du métabolisme accéléré de la nicotine chez les femmes enceintes, celles-ci ont été exclues de l'analyse (n = 93). Les répondants pour lesquels il manquait des données sur la cotinine ou la créatinine urinaire ont également été exclus (n = 97). La taille de l'échantillon final était de 10806 répondants.

Éthique et consentement

La participation à l'ECMS est volontaire; les répondants peuvent se retirer de n'importe quelle partie de l'enquête en tout temps pendant la collecte des données. Le consentement éclairé écrit de tous les répondants a été obtenu. Tous les processus liés à l'ECMS ont été approuvés par Santé Canada et le Comité d'éthique de la recherche de l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC).

Exposition: cotinine urinaire libre

Des échantillons ponctuels d'urine ont été recueillis auprès des participants à leur arrivée au CEM. Les répondants avaient reçu comme consigne de s'abstenir de fumer ou de consommer d'autres produits contenant du tabac ou de la nicotine dans les deux heures précédant leur visite. Les échantillons d'urine ont été réfrigérés et conservés à la température appropriée avant d'être expédiés aux laboratoires pour analyse³⁰. La cotinine a été récupérée par extraction en phase solide dans une plaque à 96 puits sur un poste de travail robotisé PerkinElmer JANUS (C-550) 31. La limite de détection (LD) de la cotinine urinaire était de 1,1 μ g/L³².

Pour notre analyse, la concentration urinaire de cotinine a été répartie en 5 catégories : < LD (catégorie de référence) et 4 quartiles, en fonction de la distribution dans l'ensemble de la population présentant des concentrations détectables de cotinine, soit pour la concentration < LD, moins de 1,1 µg/L, pour le 1er quartile, de 1,1 à 60 µg/L, pour le 2^e quartile, de 61 à 734 µg/L, pour le 3e quartile, de 735 à moins de 1408 μg/L et pour le 4e quartile, 1408 µg/L ou plus. Nous n'avons pas calculé la moyenne géométrique de concentration de la cotinine urinaire car chez 40 % de l'échantillon, les concentrations de cotinine urinaire étaient inférieures à la LD31. Nous avons ajusté pour la concentration de créatinine urinaire dans l'analyse en l'incluant comme covariable dans les modèles de régression à variables multiples. Cette inclusion corrige les biais potentiels dus aux variations individuelles dans les concentrations de créatinine selon les caractéristiques démographiques et de santé de la population³³.

Résultats : qualité du sommeil

Les renseignements sur les quatre caractéristiques du sommeil ont été recueillis lors de l'entrevue auprès des ménages. Le temps de sommeil a été évalué en posant la question suivante aux répondants : « Combien d'heures dormez-vous habituellement au cours d'une période de 24 heures, à l'exclusion du temps passé à vous reposer? », et les valeurs déclarées ont été arrondies à la demi-heure près. Les réponses ont été réparties en deux catégories, « non-respect des recommandations en matière d'heures de sommeil » - c'està-dire un temps de sommeil trop court ou trop long (à savoir < 7 h ou > 9 h de sommeil pour les personnes de 18 à 64 ans, et < 7 h ou > 8 h pour les personnes de 65 ans ou plus) par rapport aux recommandations de la National Sleep Foundation des États-Unis³⁴ (lesquelles prévoient de 7 à 9 h de sommeil pour les personnes de 18 à 64 ans, et de 7 à 8 h de sommeil pour les personnes de 65 ans ou plus) - et « temps recommandé » (c'est-àdire « respect des recommandations en matière d'heures de sommeil »). La continuité ou l'efficacité du sommeil a été évaluée en posant la question suivante aux répondants : « À quelle fréquence avez-vous de la difficulté à vous endormir ou à rester endormi? ». Les réponses ont été réparties en deux catégories : « la plupart du temps ou toujours » ou « jamais, rarement ou parfois ». La satisfaction à l'égard du sommeil a été évaluée en posant la question suivante aux répondants : « À quelle fréquence trouvez-vous votre sommeil réparateur? » Les réponses ont été réparties en deux catégories : « jamais ou rarement » ou « parfois, la plupart du temps ou toujours ». Enfin, le degré de vigilance a été évalué en posant la question suivante aux répondants : « À quelle fréquence avez-vous des difficultés à rester éveillé lorsque vous le souhaitez pendant vos heures normales d'éveil? ». Les réponses ont été réparties en deux catégories : « la plupart du temps ou toujours » ou « jamais, rarement ou parfois ». Les questions de l'enquête sur les caractéristiques du sommeil visaient des périodes variant entre deux semaines et deux ans avant la date des entrevues. Chacune des quatre caractéristiques du sommeil a été analysée de façon indépendante en lien avec la cotinine urinaire. De plus, dans le cadre de nos analyses secondaires, nous avons dérivé une mesure mixte de la qualité du sommeil en additionnant le nombre de troubles du sommeil d'après les quatre variables binaires décrites ci-dessus. Les participants ont été catégorisés comme n'ayant aucun trouble du sommeil, ayant 1 trouble du sommeil ou ayant 2 troubles du sommeil ou plus.

Covariables

Nous avons sélectionné les facteurs de confusion potentiels à partir d'études sur la relation entre l'exposition à la fumée de tabac et la qualité du sommeil. Les covariables sociodémographiques sont l'âge, le sexe, l'origine ethnique, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, la situation professionnelle et la capacité de revenu du ménage. La capacité de revenu du ménage a été calculée en fonction du revenu annuel total du ménage et du nombre total de personnes vivant dans un ménage31. En raison du pourcentage élevé de données manquantes (environ 20 %), Statistique Canada a imputé le revenu du ménage en utilisant la méthode du plus proche voisin35. Les covariables de l'état de santé sont l'indice de masse corporelle (IMC), l'état de santé mentale autoévalué et la présence (oui/non) de l'une des affections chroniques suivantes: asthme, diabète, maladie pulmonaire obstructive chronique, hypertension, maladie cardiaque, accident vasculaire cérébral et cancer. Les covariables liées au comportement en matière de santé sont l'activité physique autodéclarée fondée sur les dépenses énergétiques quotidiennes pendant les

activités de loisirs et la fréquence de la consommation d'alcool.

Analyses statistiques

Nous avons effectué des analyses descriptives pour obtenir la distribution des covariables de manière générale et en fonction des catégories de concentration de cotinine urinaire. Nous avons également déterminé la prévalence de chaque mesure de qualité du sommeil pour chacune des catégories de concentration de cotinine urinaire. Nous avons utilisé le test du chi carré modifié de Rao-Scott pour évaluer, dans chaque catégorie de réponses, la signification statistique, qui a été établie à p < 0.05 (tests bilatéraux). Nous avons ajouté des facteurs de pondération à toutes nos analyses de régression descriptives et logistiques pour tenir compte du plan d'échantillonnage complexe de l'ECMS et nous avons utilisé des poids bootstrap pour calculer les variances d'échantillon28.

Nous avons réalisé une régression logistique binaire univariée pour évaluer les associations non ajustées entre la cotinine urinaire et chacune des quatre caractéristiques du sommeil. Nous avons calculé les rapports de cotes (RC) avec intervalles de confiance (IC) à 95 %. Nous avons ensuite appliqué la procédure de construction de modèle recommandée par Hosmer et ses collègues³⁶ lors de la sélection du modèle à variables multiples définitif, et ce, pour chaque mesure de la qualité du sommeil. Nous avons inclus, dans tous les modèles et indépendamment de la signification statistique, les covariables suivantes : âge, sexe et concentration de créatinine urinaire. D'autres facteurs de confusion potentiels repérés dans la littérature (voir la section Covariables) ont été inclus dans le modèle multivarié final, dans le cas où une relation significative (p < 0.05) existait entre ces facteurs et le résultat (mesure de la qualité du sommeil) ou lorsque leur prise en compte entraînait une variation de plus de 10 % du coefficient bêta de l'exposition principale (concentration de cotinine urinaire). De plus, pour vérifier la présence d'une tendance linéaire dans les associations en fonction des catégories de cotinine urinaire (< LD et quartiles), nous avons calculé la tendance p en modélisant la valeur médiane dans chaque quartile de cotinine comme variable continue.

En raison des différences entre sexes en matière de processus de métabolisation de la nicotine en cotinine³⁷⁻³⁹, nous avons également effectué des analyses séparées pour les hommes et les femmes, afin d'étudier la modification potentielle, en fonction du sexe, de l'effet sur l'association entre la cotinine et chacune des caractéristiques du sommeil. Nous avons également testé, dans les modèles, un terme d'interaction multiplicative entre cotinine et sexe.

Dans notre analyse secondaire, en utilisant l'approche de modélisation décrite précédemment, nous avons effectué une régression logistique ordinale pour évaluer l'association entre concentration de cotinine urinaire et présence d'un plus grand nombre de troubles du sommeil (voir plus haut la section Résultats : qualité du sommeil). Cette variable a été répartie en trois catégories : aucun trouble, 1 trouble et 2 troubles ou plus. Nous avons vérifié la validité de l'hypothèse de cotes proportionnelles. Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide de SAS EG version 5.1 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Résultats

Les caractéristiques de l'échantillon pour toutes les catégories de concentrations urinaires de cotinine sont présentées dans le tableau 1, les concentrations de cotinine urinaire ayant été réparties dans les cinq catégories définies plus haut : < LD, 1er quartile, 2e quartile, 3e quartile et 4º quartile. Il ressort de l'étude que 28,7 % des participants avaient des concentrations de cotinine urinaire supérieures à la LD. Le tableau 2 présente la prévalence des quatre caractéristiques du sommeil en fonction des concentrations de cotinine urinaire. Parmi les participants à l'étude, 35,6 % ont un temps de sommeil trop court ou trop long et ne respectent donc pas les recommandations en matière d'heures de sommeil; 21,3 % ont déclaré avoir de la difficulté à s'endormir ou à rester endormis; 15,7 % ont déclaré ressentir une insatisfaction à l'égard du sommeil et 5,5 % ont déclaré avoir des difficultés à rester vigilants durant les heures normales d'éveil. La proportion de participants ayant déclaré avoir un temps de sommeil trop court ou trop long (p = 0,004), avoir de la difficulté à s'endormir ou à rester endormis (p = 0.002) et ressentir une insatisfaction à l'égard du

sommeil (p < 0,0001) était plus élevée dans les quartiles supérieurs de concentration de cotinine urinaire. Ces variations n'étaient pas significatives pour les quartiles de concentrations de cotinine urinaire associés à la difficulté à rester vigilant durant les heures normales d'éveil (p = 0.55). À l'exception du temps de sommeil, la prévalence d'un sommeil de mauvaise qualité était plus élevée chez les femmes que chez les hommes. À titre d'exemple, chez les femmes, la prévalence de la difficulté à s'endormir ou à rester endormies était supérieure de 3,3 % et celle de l'insatisfaction à l'égard du sommeil de 2,6 % (données non présentées). Les concentrations moyennes de cotinine urinaire étaient significativement plus élevées chez les hommes (308,9 µg/L; IC à 95 % : 274,0 à 343,8) que chez les femmes (209,3 µg/L; IC à 95 % : 179,7 à 238,9) (données non présentées).

Cotinine urinaire et qualité du sommeil

Le tableau 3 présente les associations entre les concentrations de cotinine urinaire et les quatre caractéristiques de la qualité du sommeil, et ce, pour l'ensemble des participants et selon le sexe. Dans l'ensemble, par rapport aux participants présentant des concentrations de cotinine inférieures à la LD (< 1,1 µg/L), les participants se situant dans le 4^e quartile étaient 1,41 (IC à 95 % : 1,02 à 1,95; tendance p = 0,021) fois plus susceptibles d'avoir un temps de sommeil trop court ou trop long (nonrespect des recommandations en matière d'heures de sommeil), 1,71 (IC à 95 % : 1,28 à 2,27; tendance p = 0,003) fois plus susceptibles d'avoir de la difficulté à s'endormir ou à rester endormis et 1,87 (IC à 95 % : 1,21 à 2,89; tendance p = 0.011) fois plus susceptibles de ressentir une insatisfaction à l'égard du sommeil. En outre, comparativement aux participants présentant des concentrations de cotinine inférieures à la LD, les participants se situant dans le 4^e quartile étaient 1,30 (IC à 95 % : 0,69 à 2,46; tendance p = 0.52) fois plus susceptibles d'avoir de difficulté à rester éveillés durant les heures normales d'éveil, quoique l'effet observé ne soit pas statistiquement significatif. Nous avons examiné l'association entre les concentrations de cotinine urinaire et un temps de sommeil trop court (< 7 heures) ou trop long (> 9 heures) (tableau 3) et nous avons constaté que, comparativement aux participants dont les concentrations de cotinine étaient inférieures à la LD, les participants se

TABLEAU 1
Distribution des concentrations de cotinine urinaire (µg/L) selon les caractéristiques de la population, ECMS, Canada, 2007 à 2013

| | Concentrations de cotinine (μg/L) | | | | | | | | | |
|--|-----------------------------------|--|--|---|--|--|--------------------------|--|--|--|
| Caractéristiques | N total (%) ^{a,b} | < LD (< 1,1 μg/L) N = 7 879 (71,3 %) | 1 ^{er} quartile (1,1 à 60 μg/L) N = 704 (7,2 %) | 2° quartile (61 à 734 μg/L) N = 763 (7,1 %) | 3° quartile (735 à < 1 408 μg/L) N = 763 (7,2 %) | 4º quartile (≥ 1 408 μg/L) N = 743 (7,2 %) | Valeur p ^c | | | |
| Caractéristiques sociode | émographiques | | | | | | | | | |
| Âge (N = 10 806) | | | | | | | | | | |
| Jeunes adultes (18 à 25 ans) | 1 296 (14,0) | 786 (63,2) | 190 (13,8) | 155 (12,1) | 94 (6,8) ^d | 71 (4,1) ^d | | | | |
| Adultes (26 à 64 ans) | 7 485 (72,8) | 5 401 (70,9) | 427 (6,2) | 509 (6,5) | 534 (7,7) | 614 (8,6) | < 0,0001 | | | |
| Personnes âgées (≥ 65 ans) | 2 025 (13,2) | 1 692 (82,2) | 87 (5,2) | 99 (4,9) | 89 (4,6) | 58 (3,1) ^d | | | | |
| Sexe (N = 10 806) | | | | | | | | | | |
| Hommes | 5 162 (49,7) | 3 558 (67,2) | 387 (8,2) | 391 (7,5) | 374 (8,3) | 452 (8,8) | 0.0004 | | | |
| Femmes | 5 644 (50,3) | 4 321 (75,4) | 317 (6,2) | 372 (6,7) | 343 (6,0) | 291 (5,7) | < 0,0001 | | | |
| Niveau de scolarité (N = | = 10 688) | | | | | | | | | |
| Pas de diplôme d'études secondaires | 1 548 (12,9) | 922 (57,2) | 133 (8,7) | 134 (9,6) | 172 (11,8) | 187 (12,7) | | | | |
| Diplôme d'études secondaires ou études postsecondaires partielles | 2 680 (26,6) | 1 832 (66,9) | 233 (9,6) | 229 (8,0) | 176 (6,8) | 219 (8,8) | < 0,0001 | | | |
| Diplôme d'études postsecondaires | 6 460 (60,5) | 5 065 (76,9) | 323 (5,6) | 390 (6,1) | 355 (6,0) | 327 (5,4) | | | | |
| Activité professionnelle | (N = 10 806) | | | | | | | | | |
| Sans emploi | 2 183 (15,8) | 1 658 (72,4) | 136 (7,4) | 130 (7,5) | 137 (7,0) | 122 (5,7) | | | | |
| Emploi à temps partiel (< 30 heures/ semaine) | 4 469 (43,8) | 3 308 (72,3) | 281 (6,4) | 302 (7,0) | 293 (7,6) | 285 (6,8) | 0,48 | | | |
| Emploi à temps plein (≥ 30 heures/semaine) | 4 154 (40,4) | 2 913 (69,9) | 287 (7,9) | 331 (7,0) | 287 (6,8) | 336 (8,4) | | | | |
| Capacité de revenu du r | nénage (N = 10 8 | 06) | | | | | | | | |
| Inférieure | 723 (5,3) | 377 (53,2) | 69 (8,0) ^d | 80 (12,3) ^d | 87 (11,3) ^d | 110 (15,2) | | | | |
| Moyenne-supérieure | 5 215 (45,8) | 3 686 (67,9) | 347 (7,5) | 396 (8,2) | 403 (7,9) | 383 (8,6) | < 0,0001 | | | |
| Supérieure | 4 868 (48,9) | 3 816 (76,6) | 288 (6,8) | 287 (5,5) | 227 (6,0) | 250 (5,1) | | | | |
| Origine ethnique (N = 1 | 10 597) | | | | | | | | | |
| Personne d'origine ethnique autre que blanche | 2 027 (21,7) | 1 581 (79,1) | 126 (5,9) | 142 (7,3) ^d | 93 (4,2) | 85 (3,5) ^d | < 0,0001 | | | |
| Personne d'origine ethnique blanche | 8 773 (78,3) | 6 294 (69,2) | 578 (7,5) | 620 (7,1) | 624 (8,0) | 657 (8,3) | , | | | |
| État matrimonial (N = 1 | 10 800) | | | | | | | | | |
| Marié ou en union de fait | 6 607 (64,2) | 5 180 (75,8) | 335 (5,8) | 369 (5,7) | 352 (6,2) | 371 (6,5) | | | | |
| Veuf, séparé ou divorcé | 1 777 (11,3) | 1 229 (65,0) | 96 (5,3) ^d | 133 (8,0) | 159 (9,9) | 160 (11,7) | < 0,0001 | | | |
| Célibataire ou jamais marié | 2 416 (24,4) | 1 465 (62,5) | 272 (11,6) | 261 (10,4) | 206 (8,4) | 212 (7,2) | | | | |
| | | | | | | | | | | |

Suite à la page suivante

TABLEAU 1 (suite) Distribution des concentrations de cotinine urinaire (μ g/L) selon les caractéristiques de la population, ECMS, Canada, 2007 à 2013

| | | | Concentrations | de cotinine (µg/L) | | | |
|--|----------------------------|--|--|---|--|--|--------------------------|
| Caractéristiques | N total (%) ^{a,b} | < LD (< 1,1 µg/L) N = 7 879 (71,3 %) | 1 ^{er} quartile (1,1 à 60 μg/L) N = 704 (7,2 %) | 2º quartile (61 à 734 μg/L) N = 763 (7,1 %) | 3° quartile (735 à < 1 408 μg/L) N = 763 (7,2 %) | 4º quartile (≥ 1 408 μg/L) N = 743 (7,2 %) | Valeur p ^c |
| État de santé | | | | | | | |
| IMC (N = 10 782) | | | | | | | |
| Poids insuffisant ou normal | 4 041 (39,0) | 2 864 (69,9) | 234 (6,8) | 308 (7,1) | 305 (8,2) | 330 (8,0) | |
| Surpoids | 3 895 (35,5) | 2 927 (72,7) | 239 (6,6) | 260 (7,4) | 218 (6,0) | 251 (7,2) | 0,30 |
| Obésité | 3 846 (25,5) | 2 074 (71,8) | 230 (8,6) | 194 (6,6) | 189 (6,9) | 159 (6,1) | |
| État de santé mentale a | utoévalué (N = 10 | 772) | | | | | |
| Passable ou mauvais | 622 (6,0) | 369 (56,3) | 44 (7,8) | 61 (8,0) | 70 (15,1) | 78 (12,8) | |
| Bon ou très bon | 6 561 (60,1) | 4 772 (71,7) | 424 (7,4) | 493 (7,5) | 428 (6,7) | 444 (6,6) | 0,0003 |
| Excellent | 3 589 (33,9) | 2 712 (73,3) | 231 (6,6) | 208 (6,3) | 217 (6,3) | 221 (7,5) | |
| | | | | | | | |
| Affections concomitant | es chroniques (N | = 10 353) | | | | | |
| Non | 7 333 (69,8) | 5 325 (72,0) | 482 (7,0) | 542 (7,4) | 470 (6,5) | 514 (7,0) | 0.22 |
| Oui | 3 419 (30,2) | 2 523 (70,2) | 221 (7,5) | 215 (6,2) | 236 (8,4) | 224 (7,7) | 0,23 |
| Comportements liés à la | a santé | | | | | | |
| Consommation d'alcool | (N = 10 806) | | | | | | |
| ≤ une fois par mois | 4 349 (39,6) | 3 271 (73,8) | 242 (5,6) | 242 (5,5) | 282 (6,6) | 312 (8,5) | |
| 2 à 4 fois par mois | 2 652 (24,4) | 1 905 (71,5) | 202 (9,0) | 225 (7,8) | 167 (6,1) | 153 (5,5) | < 0.0001 |
| 2 à 6 fois par semaine | 2 864 (26,9) | 2 060 (71,0) | 200 (8,0) | 226 (7,7) | 184 (7,5) | 194 (5,8) | < 0,0001 |
| Chaque jour | 941 (9,04) | 643 (61,2) | 60 (6,8) ^d | 70 (10,2) ^d | 84 (11,3) ^d | 84 (10,5) ^d | |
| Activité physique (N = 1 | 10 789) | | | | | | |
| Inactif (< 1,5 kcal/kg/ jour) | 5 710 (53,7) | 3 938 (66,3) | 370 (7,6) | 456 (8,4) | 475 (8,9) | 471 (8,8) | |
| Modérément actif (1,5 à 2,9 kcal/kg/jour) | 2 466 (21,8) | 1 884 (76,6) | 174 (8,0) | 154 (5,2) | 126 (5,4) ^d | 128 (4,8) | < 0,0001 |
| Actif (≥ 3 kcal/kg/ jour) | 2 630 (24,6) | 2 057 (77,6) | 160 (5,6) | 153 (6,0) ^d | 116 (5,0) | 144 (5,9) | |
| Tabagisme autodéclaré | (N = 10 806) | | | | | | |
| Chaque jour | 1 744 (17,8) | ND | 24 (0,22) ^d | 415 (4,3) | 615 (6,4) | 680 (6,8) | |
| À l'occasion | 423 (4,0) | 94 (0,87) ^d | 100 (1,1) ^d | 160 (1,4) | 46 (0,44) ^d | ND | < 0,000 |
| Jamais | 8 639 (78,2) | 7 775 (70,3) | 580 (5,9) | 188 (1,4) ^d | 56 (0,34) ^d | 40 (0,30) ^d | |

Source des données : Enquête canadienne sur les mesures de la santé, cycles 1 à 3.

Abréviations : ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; IMC, indice de masse corporelle (kg/m²); LD, limite de détection; ND, non déclarable.

^aN représente le nombre non pondéré de répondants; les pourcentages ont été pondérés à l'aide de poids d'échantillonnage.

^b La somme des chiffres ne correspond pas nécessairement au total indiqué en raison de données manquantes; les pourcentages ayant été arrondis, il est possible que la somme de ceux-ci ne corresponde pas toujours à 100 %.

^c La signification a été calculée à l'aide du test du chi carré modifié selon Rao-Scott.

d L'estimation est associée à une forte variabilité d'échantillonnage (le coefficient de variation se situe entre 16,6 % et 33,3 %); il faut interpréter ces données avec prudence. ND : non déclarable; l'estimation est associée à une très forte variabilité d'échantillonnage (coefficient de variation > 33,3 %).

TABLEAU 2
Prévalence des caractéristiques du sommeil en fonction des concentrations de cotinine urinaire (μg/L), ECMS, Canada, 2007 à 2013

| | • | | | de cotinine (μg/L) | uillane (μg/L), LCh | , | | | |
|--|--|--|--|---|--|--|-----------------------|--|--|
| Sommeil | N total (%) ^{a,b} | < LD (< 1,1 μg/L) N = 7 879 (71,3 %) | 1 ^{er} quartile (1,1 à 60 μg/L) N = 704 (7,2 %) | 2° quartile (61 à 734 μg/L) N = 763 (7,1 %) | 3° quartile (735 à < 1 408 μg/L) N = 763 (7,2 %) | 4 ^e quartile (≥ 1 408 μg/L) N = 743 (7,2 %) | Valeur p ^c | | |
| Temps de sommeil (N = | 10 806) | | | | | | | | |
| Temps de sommeil trop court ou trop long (non-respect des recommandations en matière d'heures de sommeil) | 3 644 (35,6) | 2 503 (33,6) | 254 (38,6) | 271 (35,9) | 291 (41,9) | 325 (45,0) | 0,004* | | |
| Temps recommandé (respect des recomman- dations en matière d'heures de sommeil) | 7 162 (64,4) | 5 376 (66,4) | 450 (61,4) | 492 (64,1) | 426 (58,1) | 418 (55,0) | | | |
| Difficulté à s'endormir o | Difficulté à s'endormir ou à rester endormi (N = 10 796) | | | | | | | | |
| La plupart du temps ou toujours | 2 241 (21,3) | 1 513 (19,9) | 150 (20,6) | 170 (19,5) | 189 (26,7) | 219 (32,5) | 0,002* | | |
| Jamais, rarement ou parfois | 8 555 (78,7) | 6 358 (80,1) | 554 (79,4) | 592 (80,5) | 528 (74,3) | 523 (67,5) | | | |
| Satisfaction à l'égard du | sommeil (N = 1 | 10 798) | | | | | | | |
| Jamais, rarement (insatisfaction à l'égard du sommeil) | 1 651 (15,7) | 1 057 (14,3) | 114 (14,7) | 138 (16,7) | 156 (18,5) | 186 (26,8) | < 0,0001* | | |
| Parfois, la plupart du temps ou toujours | 9 147 (84,3) | 6 816 (85,7) | 590 (85,3) | 624 (83,3) | 561 (81,5) | 556 (73,2) | | | |
| Difficulté à rester vigila | nt durant les he | ures normales d'éveil (| N = 10 798) | | | | | | |
| La plupart du temps ou toujours | 529 (5,5) | 350 (5,2) ^d | 35 (5,4) ^d | 34 (4,9) ^d | 58 (6,8) ^d | 52 (7,5) ^d | 0,55 | | |
| Jamais, rarement ou parfois | 10 269 (94,5) | 7 523 (94,8) | 669 (94,6) | 728 (95,1) | 659 (93,2) | 690 (92,5) | 0,33 | | |

Abréviations : ECMS, Étude canadienne sur les mesures de la santé; LD, limite de détection.

Remarque: Les recommandations en matière de sommeil proviennent de la National Sleep Foundation des États-Unis²⁴.

situant dans le $4^{\rm e}$ quartile étaient 1,41 (IC à 95 % : 1,02 à 1,95; tendance p=0,019) fois plus susceptibles d'avoir un temps de sommeil trop court. En outre, comparativement aux participants dont les concentrations de cotinine étaient inférieures à la LD, les participants se situant dans le $1^{\rm er}$ quartile étaient 1,91 (IC à 95 % : 1,22 à 3,01; tendance p=0,73) fois plus susceptibles d'avoir un temps de sommeil trop long.

Dans les analyses stratifiées selon le sexe, nous avons observé des associations plus marquées entre de fortes concentrations de cotinine urinaire et un sommeil de mauvaise qualité chez les femmes comparativement aux hommes, quoique les termes d'interaction ne soient pas statistiquement significatifs (p > 0.05). Ainsi, chez les femmes, des concentrations élevées de cotinine urinaire étaient associées à une probabilité significativement plus élevée d'avoir un temps de sommeil trop court ou trop long, d'avoir de la difficulté à s'endormir ou à rester endormies et de ressentir une insatisfaction à l'égard du sommeil, avec des RC (4^e quartile par rapport à une concentration < LD) de respectivement 2,13 (IC à 95 % : 1,29 à

3,51), 2,35 (IC à 95 % : 1,43 à 3,84) et 2,72 (IC à 95 % : 1,35 à 5,46) (toutes les tendances p < 0,05) (tableau 3). Les relations étaient plus faibles et non statistiquement significatives chez les hommes.

Analyse secondaire : cotinine urinaire et présence d'un plus grand nombre de troubles du sommeil

Le tableau 4 présente les associations entre les concentrations de cotinine urinaire et la présence d'un plus grand nombre de troubles du sommeil, pour l'ensemble des participants et selon le sexe. Comparativement

^aN représente le nombre non pondéré de répondants; les pourcentages ont été pondérés à l'aide de poids d'échantillonnage.

b La somme des chiffres ne correspond pas nécessairement au total indiqué en raison de données manquantes; les pourcentages ayant été arrondis, il est possible que la somme de ceux-ci ne corresponde pas toujours à 100 %.

^cLa signification a été calculée à l'aide du test du chi carré modifié selon Rao-Scott.

d'estimation est associée à une forte variabilité d'échantillonnage (le coefficient de variation se situe entre 16,6 % et 33,3 %); il faut interpréter ces données avec prudence.

^{*} Significatif à $\alpha = 0.05$.

TABLEAU 3 Analyses de régression logistique binaire visant à déterminer les associations entre concentration de cotinine urinaire et mesures de la qualité du sommeil, résultats globaux et stratifiés selon le sexe, ECMS, Canada, 2007 à 2013

| | Résultats | uitats giodaux et stratines se s globaux | Hommes | Femmes | | | | |
|--|----------------------------------|---|--------------------------|--------------------------|--|--|--|--|
| Concentration de - cotinine urinaire | RC non ajusté (IC à 95 %) | RC ajusté (IC à 95 %) | RC ajusté (IC à 95 %) | RC ajusté (IC à 95 %) | | | | |
| Temps de sommeil trop court/ti | rop long (non-respect des recon | nmandations ou respect des reco | ommandations) | | | | | |
| | (N = 10 806) | $(N = 10 572)^a$ | $(N = 5 047)^a$ | $(N = 5 525)^a$ | | | | |
| < LD (< 1,1 μg/L) | Référence | Référence | Référence | Référence | | | | |
| 1er quartile (1,1 à 60 μg/L) | 1,24 (0,96 à 1,60) | 1,25 (0,97 à 1,61) | 1,00 (0,63 à 1,58) | 1,75 (1,18 à 2,60)* | | | | |
| 2º quartile (61 à 734 μg/L) | 1,11 (0,84 à 1,46) | 1,06 (0,80 à 1,40) | 1,17 (0,75 à 1,82) | 0,91 (0,66 à 1,26) | | | | |
| 3° quartile (735 à moins de 1 408 μg/L) | 1,43 (1,04 à 1,95)* | 1,23 (0,89 à 1,70) | 1,15 (0,67 à 1,97) | 1,64 (0,94 à 1,91) | | | | |
| 4º quartile (≥ 1 408 μg/L) | 1,62 (1,20 à 2,18)* | 1,41 (1,02 à 1,95)* | 1,04 (0,70 à 1,56) | 2,13 (1,29 à 3,51)* | | | | |
| Tendance p ^b | 0,0001 | 0,021 | 0,66 | 0,004 | | | | |
| Temps de sommeil trop court (< 7 heures ou 7 à 9 heures) | | | | | | | | |
| | (N = 9 975) | $(N = 9 975)^a$ | $(N = 4.795)^a$ | $(N = 5 180)^a$ | | | | |
| < LD (< 1,1 μg/L) | Référence | Référence | Référence | Référence | | | | |
| 1 ^{er} quartile (1,1 à 60 μg/L) | 1,13 (0,87 à 1,48) | 1,19 (0,91 à 1,55) | 0,95 (0,56 à 1,60) | 1,64 (1,05 à 2,57) | | | | |
| 2º quartile (61 à 734 μg/L) | 1,01 (0,76 à 1,34) | 1,04 (0,78 à 1,38) | 1,15 (0,75 à 1,78) | 0,87 (0,60 à 1,24) | | | | |
| 3° quartile (735 à moins de 1 408 µg/L) | 1,34 (0,96 à 1,86) | 1,24 (0,88 à 1,77) | 1,15 (0,66 à 2,01) | 1,40 (0,92 à 2,13) | | | | |
| 4º quartile (≥ 1 408 μg/L) | 1,55 (1,16 à 2,08)* | 1,41 (1,02 à 1,95)* | 1,08 (0,71 à 1,67) | 2,06 (1,27 à 3,33)* | | | | |
| Tendance p ^b | 0,001 | 0,019 | 0,53 | 0,004 | | | | |
| Temps de sommeil trop long (> | 9 heures ou 7 à 9 heures) | | | | | | | |
| | (N = 7 418) | $(N = 7 418)^a$ | (N = 3 466) ^a | $(N = 3 952)^a$ | | | | |
| < LD (< 1,1 μg/L) | Référence | Référence | Référence | Référence | | | | |
| 1er quartile (1,1 à 60 μg/L) | 1,91 (1,28 à 2,87)* | 1,91 (1,22 à 3,01)* | 1,17 (0,61 à 2,26) | 2,71 (1,42 à 5,12)* | | | | |
| 2º quartile (61 à 734 μg/L) | 1,20 (0,68 à 2,14) | 1,16 (0,66 à 2,03) | 1,07 (0,45 à 2,58) | 1,16 (0,57 à 2,37) | | | | |
| 3° quartile (735 à moins de 1 408 µg/L) | 1,30 (0,86 à 1,95) | 1,17 (0,67 à 2,04) | 0,79 (0,27 à 2,29) | 1,63 (0,80 à 3,31) | | | | |
| 4º quartile (≥ 1 408 μg/L) | 1,16 (0,63 à 2,16) | 1,20 (0,61 à 2,35) | 0,49 (0,19 à 1,29) | 2,41 (0,84 à 6,92) | | | | |
| Tendance p ^b | 0,55 | 0,73 | 0,093 | 0,13 | | | | |
| Difficulté à s'endormir ou à res | ter endormi (la plupart du tem | ps/toujours ou jamais/rarement, | /parfois) | | | | | |
| | (N = 10 796) | $(N = 10 563)^c$ | $(N = 5 041)^c$ | (N = 5 522) ^c | | | | |
| < LD (< 1,1 μg/L) | Référence | Référence | Référence | Référence | | | | |
| 1er quartile (1,1 à 60 μg/L) | 1,04 (0,69 à 1,58) | 1,00 (0,63 à 1,60) | 0,92 (0,46 à 1,85) | 1,08 (0,69 à 1,70) | | | | |
| 2º quartile (61 à 734 μg/L) | 0,98 (0,72 à 1,32) | 0,90 (0,64 à 1,28) | 0,76 (0,43 à 1,36) | 1,03 (0,62 à 1,70) | | | | |
| 3º quartile (735 à moins de 1 408 μg/L) | 1,39 (0,88 à 2,18) | 1,01 (0,62 à 1,64) | 1,18 (0,62 à 2,25) | 0,77 (0,45 à 1,33) | | | | |
| 4º quartile (≥ 1 408 μg/L) | 1,93 (1,54 à 2,43)* | 1,71 (1,28 à 2,27)* | 1,26 (0,84 à 1,90) | 2,35 (1,43 à 3,84)* | | | | |
| Tendance p ^b | < 0,0001 | 0,003 | 0,24 | 0,006 | | | | |
| Satisfaction à l'égard du somme | eil (jamais/rarement ou parfois, | /la plupart du temps/toujours) | | | | | | |
| | (N = 10 806) | $(N = 10 566)^d$ | $(N = 5 042)^d$ | $(N = 5 524)^d$ | | | | |
| < LD (< 1,1 μg/L) | Référence | Référence | Référence | Référence | | | | |
| 1er quartile (1,1 à 60 μg/L) | 1,03 (0,71 à 1,49) | 0,92 (0,62 à 1,38) | 0,82 (0,49 à 1,35) | 0,99 (0,58 à 1,70) | | | | |
| 2º quartile (61 à 734 μg/L) | 1,20 (0,87 à 1,65) | 1,11 (0,77 à 1,61) | 1,14 (0,66 à 1,95) | 1,04 (0,62 à 1,76) | | | | |
| 3° quartile (735 à moins de 1 408 μg/L) | 1,35 (0,94 à 1,94) | 0,85 (0,55 à 1,32) | 0,61 (0,30 à 1,20) | 1,24 (0,71 à 2,19) | | | | |
| 4º quartile (≥ 1 408 μg/L) | 2,19 (1,52 à 3,16)* | 1,87 (1,21 à 2,89)* | 1,32 (0,70 à 2,26) | 2,72 (1,35 à 5,46)* | | | | |
| Tendance p ^b | < 0,0001 | 0,011 | 0,55 | 0,004 | | | | |
| | -, | -, | -, | Suite à la page suivan | | | | |

TABLEAU 3 (suite)

Analyses de régression logistique binaire visant à déterminer les associations entre concentration de cotinine urinaire et mesures de la qualité du sommeil, résultats globaux et stratifiés selon le sexe, ECMS, Canada, 2007 à 2013

| Concentration de | Résultats | globaux | Hommes | Femmes |
|--|----------------------------------|---------------------------------|----------------------------|--------------------------|
| cotinine urinaire | RC non ajusté (IC à 95 %) | RC ajusté (IC à 95 %) | RC ajusté (IC à 95 %) | RC ajusté (IC à 95 %) |
| Difficulté à rester vigilant dura | nt les heures normales d'éveil (| la plupart du temps/toujours ou | ı jamais/rarement/parfois) | |
| | (N = 10 798) | $(N = 10 565)^e$ | $(N = 5 043)^e$ | $(N = 5 522)^e$ |
| < LD (< 1,1 μg/L) | Référence | Référence | Référence | Référence |
| 1er quartile (1,1 à 60 μg/L) | 1,03 (0,58 à 1,83) | 0,78 (0,38 à 1,58) | 0,65 (0,21 à 2,00) | 0,92 (0,38 à 2,24) |
| 2^e quartile (61 à 734 µg/L) | 0,94 (0,39 à 2,23) | 0,77 (0,32 à 1,84) | 0,73 (0,22 à 2,41) | 0,86 (0,31 à 2,42) |
| 3° quartile (735 à moins de 1 408 μg/L) | 1,32 (0,80 à 2,17) | 0,91 (0,48 à 1,72) | 0,75 (0,31 à 1,82) | 1,32 (0,55 à 3,19) |
| 4º quartile (≥ 1 408 μg/L) | 1,48 (0,86 à 2,52) | 1,30 (0,69 à 2,46) | 1,06 (0,40 à 2,80) | 1,80 (0,79 à 4,11) |
| Tendance p ^b | 0,13 | 0,52 | 0,99 | 0,17 |

Abréviations: ECMS, Étude canadienne sur les mesures de la santé; IC, intervalle de confiance; LD, limite de détection; RC, rapport de cotes.

Remarques: Tous les modèles à variables multiples ont été ajustés en fonction de l'âge, du sexe (modèles incluant les résultats globaux seulement), du niveau de scolarité, de la consommation d'alcool, de l'état de santé mentale autoévalué, de l'activité physique et de la concentration de créatinine urinaire. Les recommandations en matière de sommeil proviennent de la National Sleep Foundation des États-Unis³⁴.

aux participants présentant des concentrations de cotinine inférieures à la LD, la probabilité de présenter un plus grand nombre de troubles du sommeil était significativement plus élevée chez les participants se situant dans le quartile supérieur des concentrations de cotinine urinaire (RC = 1,64; IC à 95 % : 1,19 à 2,26; tendance p = 0,001). Comme pour les analyses des troubles du sommeil pris séparément, l'association entre l'augmentation

des concentrations de cotinine urinaire et la présence d'un nombre accru de troubles du sommeil était plus marquée chez les femmes (RC = 2,37; IC à 95 % : 1,80 à 2,94; tendance p = 0,007) que chez les hommes (RC = 1,20; IC à 95 % : 0,86 à 1,54; tendance p = 0,28).

Analyse

Il ressort de notre étude que, d'après leur concentration de cotinine urinaire, 28,7 %

des participants avaient été exposés à la fumée du tabac (concentration supérieure à la LD). Cette estimation est supérieure à la proportion de 16,1 % de Canadiens ayant déclaré fumer². À l'instar d'autres études, nos analyses confirment qu'un grand nombre de Canadiens sont exposés à la fumée secondaire³,4. Par ailleurs, la prévalence des troubles du sommeil variait entre 5,5 % et 35,6 %. Nous avons relevé une association positive entre la présence

TABLEAU 4

Analyses de régression logistique ordinale visant à déterminer les associations entre concentration de cotinine urinaire et nombre plus élevé de troubles du sommeil, résultats globaux et stratifiés selon le sexe, ECMS, Canada, 2007 à 2013

| | Résultats | globaux | Hommes | Femmes |
|--|------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
| Concentration de cotinine urinaire | RC non ajusté (IC à 95 %) | RC ajusté ^a (IC à 95 %) | RC ajusté ^a (IC à 95 %) | RC ajusté ^a (IC à 95 %) |
| _ | (N = 10 794) | (N = 10 562) | (N = 5 040) | (N = 5 522) |
| < LD (< 1,1 μg/L) | Référence | Référence | Référence | Référence |
| 1er quartile (1,1 à 60 μg/L) | 1,15 (0,87 à 1,54) | 1,10 (0,82 à 1,48) | 0,98 (0,55 à 1,42) | 1,33 (0,98 à 1,68) |
| 2e quartile (61 à 734 μg/L) | 1,06 (0,83 à 1,37) | 1,00 (0,76 à 1,32) | 1,09 (0,67 à 1,50) | 0,88 (0,50 à 1,26) |
| 3º quartile (735 à moins de 1 408 µg/L) | 1,43 (1,01 à 2,04)* | 1,14 (0,80 à 1,61) | 1,12 (0,54 à 1,70) | 1,15 (0,74 à 1,57) |
| 4e quartile (≥ 1 408 μg/L) | 1,86 (1,41 à 2,45)* | 1,64 (1,19 à 2,26)* | 1,20 (0,86 à 1,54) | 2,37 (1,80 à 2,94)* |
| Tendance p ^b | < 0,0001 | 0,001 | 0,28 | 0,007 |

Abréviations : ECMS, Étude canadienne sur les mesures de la santé; IC, intervalle de confiance; LD, limite de détection; RC, rapport de cotes.

^a Aussi ajusté en fonction de l'état matrimonial, de l'origine ethnique et de la capacité de revenu du ménage.

b La valeur p du test réalisé pour détecter une tendance croissante a été calculée par modélisation de la médiane de chaque quartile de cotinine sous forme de variable continue.

c Aussi ajusté en fonction de l'état matrimonial, de l'activité professionnelle, de l'origine ethnique, des affections concomitantes chroniques et de l'indice de masse corporelle.

d Aussi ajusté en fonction de l'activité professionnelle, de la capacité de revenu du ménage, de l'origine ethnique, de l'indice de masse corporelle et des affections concomitantes chroniques.

e Aussi ajusté en fonction de l'activité professionnelle, de l'origine ethnique et des affections concomitantes chroniques.

^{*} Statistiquement significatif à p < 0.05.

^a Aussi ajusté en fonction de l'âge, du sexe (modèle incluant les résultats globaux seulement), de la capacité de revenu du ménage, de l'activité professionnelle, du niveau de scolarité, de l'état matrimonial, de l'origine ethnique, de l'état de santé mentale autoévalué, de l'activité physique, des affections concomitantes chroniques, de l'indice de masse corporelle, de la consommation d'alcool et de la concentration de créatinine urinaire.

b La valeur p du test réalisé pour détecter une tendance croissante a été calculée par modélisation de la médiane de chaque quartile de cotinine sous forme de variable continue.

^{*} Statistiquement significatif à p < 0.05.

de concentrations élevées de cotinine urinaire et le fait d'avoir un temps de sommeil trop court ou trop long, d'avoir de la difficulté à s'endormir ou à rester endormi et de ressentir une insatisfaction à l'égard du sommeil. L'étude n'a pas permis d'établir d'association significative entre une concentration élevée de cotinine urinaire et des difficultés à rester vigilant durant les heures normales d'éveil. Cette constatation est conforme aux résultats sur l'association dose-réponse entre quantité de cigarettes fumées et diminution de la qualité du sommeil décrits ailleurs¹⁷.

Même si nos analyses illustrent clairement une tendance à la hausse entre concentrations de cotinine urinaire et diminution de la qualité du sommeil, cette relation est significative uniquement chez les répondants présentant les concentrations les plus élevées de cotinine urinaire (4e quartile par rapport à une concentration < LD) et non chez ceux présentant des concentrations de cotinine urinaire plus faibles (1er à 3e quartiles par rapport à une concentration < LD). Les concentrations élevées de cotinine urinaire (4^e quartile par rapport à une concentration < LD) ont été associées de façon significative à une probabilité plus grande de présenter un plus grand nombre de troubles du sommeil. Ces résultats indiquent qu'une forte consommation active de tabac ou une exposition excessive à la fumée secondaire (se caractérisant par la présence de concentrations de cotinine urinaire de 1408 µg/L ou plus) sont fortement associées à une probabilité accrue de souffrir d'un sommeil de mauvaise qualité. En conséquence, les futures campagnes de santé publique ciblant les troubles du sommeil devraient s'adresser aux grands fumeurs actifs et à ceux qui subissent une exposition excessive à la fumée secondaire. Il est possible que certains des participants présentant des concentrations de cotinine urinaire de 1408 µg/L ou plus n'aient pas respecté la consigne de l'enquête de s'abstenir de fumer dans les deux heures précédant l'entrevue. L'absence d'association entre la cotinine urinaire et des difficultés à rester vigilant durant les heures normales d'éveil pourrait s'expliquer par la faible prévalence des participants souffrant de ce trouble du sommeil et par une confusion résiduelle potentielle, car les facteurs comme la consommation de caféine et de drogues échappaient à notre contrôle.

Bien que, dans nos modèles, les termes d'interaction entre sexe et cotinine urinaire ne se soient pas révélés statistiquement significatifs, nous avons constaté que les associations entre cotinine urinaire et mesures d'un sommeil de mauvaise qualité étaient systématiquement plus marquées chez les femmes que chez les hommes. Cette différence pourrait s'expliquer par le fait que les femmes sont en général plus sensibles que les hommes aux effets de la nicotine⁴⁰. Des études ont révélé des différences fondées sur le sexe en ce qui concerne la métabolisation de la cotinine : les femmes présentaient des concentrations supérieures de cotinine urinaire, ce qui indique des taux de métabolisation plus rapides de la cotinine^{41,42}. Par conséquent, la demi-vie de la cotinine est plus courte chez les femmes que chez les hommes. Ces différences relatives à la sensibilité à la nicotine et aux taux de métabolisation de cette substance peuvent expliquer que l'on observe chez les femmes une association plus forte entre exposition à la fumée du tabac et sommeil de mauvaise qualité, comparativement aux hommes. Des incohérences ont été relevées dans la littérature en matière de différences sexospécifiques liées à la relation entre tabagisme ou concentration de cotinine et qualité du sommeil^{15,43}. Ces incohérences dans les conclusions des études pourraient être liées à des différences relatives aux données et aux caractéristiques démographiques. De plus, des divergences dans les définitions des différentes caractéristiques du sommeil et dans les méthodes d'évaluation de l'exposition à la fumée du tabac (autodéclaration par opposition à marqueur biologique) pourraient avoir conduit à ces conclusions contradictoires. Il a été noté que la prévalence du tabagisme s'appuyant sur l'autodéclaration n'était que de 0,3 % inférieure aux estimations fondées sur les concentrations de cotinine urinaire44.

Utiliser le dosage de cotinine est une stratégie largement acceptée et utilisée, bien qu'elle soit plus coûteuse que les tests de dosage utilisant d'autres biomarqueurs ou que l'autodéclaration de tabagisme ou d'exposition à la fumée secondaire. Si l'on exclut le recours aux thérapies de remplacement de la nicotine, la cotinine est reconnue comme l'indicateur le plus approprié de l'exposition à la fumée du tabac²⁷. Cependant, il s'agit d'un indicateur pertinent de l'exposition à la fumée du tabac à court terme, non représentatif

des habitudes tabagiques sur le long terme. La cotinine est mesurable à l'aide de plusieurs éléments biologiques, par des échantillons de sang, de salive, d'urine et de cheveux. Une revue systématique comparant des estimations de cotinine établies à partir de plusieurs sources biologiques a permis de conclure que les valeurs de sensibilité sont systématiquement plus élevées lorsque la concentration de cotinine est mesurée dans la salive plutôt que dans le sang ou l'urine²⁷.

Points forts et limites

Nos analyses sont d'autant plus solides que nous avons utilisé un ensemble de données nationales provenant d'un échantillon de grande taille, ce qui a permis de générer des estimations présentant une plus grande précision statistique et d'augmenter la possibilité de généraliser les résultats. À notre connaissance, il s'agit de la première étude canadienne à examiner les associations entre un marqueur biologique de l'exposition à la fumée du tabac et la qualité du sommeil. Le recours à un échantillon de grande taille a permis d'accroître la puissance statistique de nos analyses. De plus, l'utilisation de la cotinine urinaire à titre de biomarqueur de l'exposition à la fumée du tabac comme solution de remplacement au tabagisme autodéclaré a permis de réduire le risque de mauvaise classification de l'exposition et le risque de biais de désirabilité sociale. Enfin, nos analyses ont fourni une compréhension approfondie de la relation entre concentrations élevées de cotinine urinaire et qualité du sommeil, grâce à l'examen de quatre caractéristiques de la qualité du sommeil.

Notre étude comporte cependant certaines limites. Premièrement, les données sur la qualité du sommeil tirées de l'ECMS étaient autodéclarées. L'utilisation d'une mesure validée de la qualité du sommeil comme le Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI) conduirait probablement à renforcer les résultats de nos analyses. Une mesure comme le PSQI permettrait également de tenir compte d'une autre caractéristique de la qualité du sommeil, le moment de l'endormissement. Deuxièmement, nous n'avons pas pu tenir compte du moment où les participants fumaient (p. ex. avant d'aller dormir) dans nos analyses, ce qui peut constituer un facteur de confusion. Troisièmement, la détection des concentrations de cotinine urinaire a

été limitée par sa demi-vie moyenne (variant entre 16 et 19 heures)³⁰. De plus, le taux et le profil de métabolisation de la nicotine varient considérablement d'une personne à l'autre²⁸. Ce facteur pourrait avoir une incidence sur l'évaluation des concentrations de cotinine urinaire découlant de l'exposition à la fumée du tabac. Dans nos analyses, nous avons tenu compte de cette variabilité en ajustant les données en fonction des facteurs de confusion potentiels, à savoir l'âge, le sexe et le fait d'être enceinte. En raison de l'uniformité relative des profils d'exposition au tabac sur une longue période, la mesure de la concentration de cotinine urinaire à un moment donné est représentative d'une exposition quotidienne moyenne³². Les données recueillies auprès des participants à l'ECMS permettent d'établir des tendances générales seulement. Nos analyses sont ainsi limitées par le manque de correspondance temporelle précise entre la mesure de concentration de cotinine urinaire et l'évaluation de la qualité du sommeil. Enfin, en raison de la nature transversale des données de l'ECMS, le temps écoulé entre la mesure des concentrations élevées de cotinine urinaire et l'évaluation de la qualité du sommeil n'a pas pu être établi. Il demeure que les effets stimulants de la nicotine et la diminution subséquente de la qualité du sommeil sont saisissables de façon efficace dans une analyse transversale, étant donnés les effets relativement rapides de la nicotine sur le cerveau humain⁴⁵. Le repérage d'une association entre l'exposition à la fumée du tabac et la qualité du sommeil à un moment donné permet donc d'obtenir une compréhension globale satisfaisante de l'association entre cette exposition et les résultats en matière de sommeil.

Conclusion

À l'aide des données tirées d'une enquête nationale auprès de la population canadienne adulte et des mesures de concentration de cotinine urinaire comme marqueur biologique de l'exposition à la fumée du tabac, notre étude confirme l'hypothèse d'une association positive entre exposition à la fumée du tabac et diminution de la qualité du sommeil. Étant donné la prévalence élevée des troubles du sommeil que nous avons constatée, notre étude contribue au corpus d'écrits scientifiques justifiant les efforts déployés en santé publique pour réduire la prévalence

du tabagisme et de l'exposition à la fumée secondaire. Pour établir un lien de causalité direct, les travaux futurs devront porter sur l'association entre les concentrations de cotinine urinaire et la qualité du sommeil de façon prospective, en utilisant une mesure validée de la qualité du sommeil comme le PSQI ou une méthode objective de mesure de la qualité du sommeil telle que l'actigraphie.

Conflits d'intérêts

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

Contributions des auteurs et avis

MZ, VC, DPR et MTD ont tous participé à la conceptualisation de la recherche, à la structuration de l'étude ainsi qu'à l'analyse et à l'interprétation des données. MZ a dirigé le processus de rédaction et de révision du manuscrit soumis pour publication. MZ a passé en revue les titres et les résumés des articles recensés dans la recherche systématique. MZ, l'auteur principal, a contribué à la conception et la structuration de l'étude, à l'analyse et à l'interprétation des données ainsi qu'à la rédaction et à la révision de l'article. VC et MTD ont également contribué à l'acquisition des données, à la conception et à la structuration de l'étude, à l'analyse des données ainsi qu'à l'interprétation et à la révision de l'article.

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

Références

 U.S. Department of Health and Human Services. The health consequences of smoking—50 years of progress: a report of the Surgeon General. Atlanta (GA): U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health; 2014. 1081 p. En ligne à : https://www.ncbi.nlm.nih .gov/books/NBK179276/pdf/Bookshelf _NBK179276.pdf

- Statistique Canada. Feuillets d'information de la santé: Tabagisme, 2017 [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2017 [consulté le 14 novembre 2019]. En ligne à : https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/82-625-x/2018001/article/54974-fra.htm
- 3. Statistique Canada. Fumée secondaire [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; [modifié le 28 septembre 2016; consulté le 11 janvier 2017]. En ligne à : https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/82-229-x/2009001/envir/shs-fra.htm
- 4. Statistique Canada. Usage du tabac chez les Canadiens, 2012 et 2013 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2015 [consulté le 15 janvier 2017]. En ligne à : https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/82-625-x/2015001/article/14210-fra.htm
- 5. Morin CM, LeBlanc M, Belanger L, et al. Prevalence of insomnia and its treatment in Canada. Can J Psychiatry. 2011;56(9):540-548.
- 6. Buysse DJ. Sleep health: can we define it? Does it matter? Sleep. 2014;37(1): 9-17.
- 7. Wetter DW, Young TB. The relation between cigarette smoking and sleep disturbance. Prev Med. 1994;23(3): 328-334.
- 8. National Institutes of Health (NIH) National Heart, Lung, and Blood Institute. Facts about: problem sleepiness. Bethesda (MD): NIH. Publication n° 97-4071; 1997.
- 9. Jaehne A, Loessl B, Barkai Z, et al. Effects of nicotine on sleep during consumption, withdrawal and replacement therapy. Sleep Med Rev. 2009; 13(5):363-377.
- Jaehne A, Unbehaun T, Feige B, et al. Sleep changes in smokers before, during and 3 months after nicotine withdrawal. Addict Biol. 2015;20(4):747-755.
- 11. Cappuccio FP, D'Elia L, Strazzullo P, et al. Sleep duration and all-cause mortality: a systematic review and meta-analysis of prospective studies. Sleep. 2010;33(5):585-592.

- 12. Cappuccio FP, Taggart FM, Kandala NB, et al. Meta-analysis of short sleep duration and obesity in children and adults. Sleep. 2008;31(5):619-626.
- 13. Vishnu A, Shankar A, Kalidindi S. Examination of the association between insufficient sleep and cardiovascular disease and diabetes by race/ethnicity. Int J Endocrin [Internet]. 2011: 789358. doi:10.1155/2011/789358.
- 14. Wang Q, Xi B, Liu M, et al. Short sleep duration is associated with hypertension risk among adults: a systematic review and meta-analysis. Hypertens Res. 2012;35(10):1012-1018.
- 15. Mehari A, Weir NA, Gillum RF. Gender and the association of smoking with sleep quantity and quality in American adults. Women Health. 2014;54(1): 1-14.
- 16. Chaput JP, Despres JP, Bouchard C, Tremblay A. The association between sleep duration and weight gain in adults: a 6-year prospective study from the Quebec Family Study. Sleep. 2008;31(4):517-523.
- 17. McNamara JP, Wang J, Holiday DB, et al. Sleep disturbances associated with cigarette smoking. Psychol Health Med. 2014;19(4):410-419.
- 18. Phillips BA, Danner FJ. Cigarette smoking and sleep disturbance. Arch Intern Med. 1995;155(7):734-737.
- 19. Wetter DW, Young TB, Bidwell TR, et al. Smoking as a risk factor for sleep-disordered breathing. Arch Intern Med. 1994;154(19):2219-2224.
- 20. Riedel BW, Durrence HH, Lichstein KL, et al. The relation between smoking and sleep: the influence of smoking level, health, and psychological variables. Behav Sleep Med. 2004; 2(1):63-78.
- 21. Davila EP, Lee DJ, Fleming LE, et al. Sleep disorders and secondhand smoke exposure in the U.S. population. Nicotine Tob Res. 2010;12(3):294-299.
- 22. Yang YK, Yao WJ, Yeh TL, et al. Decreased dopamine transporter availability in male smokers—a dual isotope SPECT study. Prog Neuropsychopharmacol Biol Psych. 2008;32(1):274-279.

- 23. Chiu NT, Lee BF, Yeh TL, et al. Relationship between striatal dopamine transporter availability and sleep quality in healthy adults. Mol Imaging Biol. 2011;13(6):1267-1271.
- 24. Wetter DW, Fiore MC, Baker TB, et al. Tobacco withdrawal and nicotine replacement influence objective measures of sleep. J Consult Clin Psychol. 1995;63(4):658-667.
- 25. Scharf DM, Dunbar MS, Shiffman S. Smoking during the night: prevalence and smoker characteristics. Nicotine Tob Res. 2008;10(1):167-178.
- 26. Vázquez-Palacios G, Hernández-González M, Guevara Pérez MA, et al. Nicotine and fluoxetine induce arousing effects on sleep-wake cycle in antidepressive doses: a possible mechanism of antidepressant-like effects of nicotine. Pharmacol Biochem Behav. 2010;94(4):503-509.
- 27. Connor Gorber S, Schofield-Hurwitz S, Hardt J, et al. The accuracy of self-reported smoking: a systematic review of the relationship between self-reported and cotinine-assessed smoking status. Nicotine Tob Res. 2009; 11(1):12-24.
- 28. Statistique Canada. Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : cycle 1 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011 [modifié le 27 novembre 2017; consulté le 16 janvier 2017]. En ligne à : https://www.statcan.gc.ca/fra/programmes-statistiques/document/5071_D2_T1_V1
- 29. Avila-Tang E, Al-Delaimy WK, Ashley DL, et al. Assessing secondhand smoke using biological markers. Tob Control. 2013;22(3):164-171.
- 30. Jarvis MJ, Russell MA, Benowitz NL, et al. Elimination of cotinine from body fluids: implications for noninvasive measurement of tobacco smoke exposure. Am J Public Health. 1988; 78(6):696-698.
- 31. Santé Canada. Rapport sur la biosurveillance humaine des substances chimiques de l'environnement au Canada – Résultats de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé Cycle 1 (2007 à 2009). Ottawa (Ont.) : Santé Canada; 2010. [nº au catalogue : H128-1/10-601F]. 300 p.

- 32. Benowitz NL, Dains KM, Dempsey D, et al. Urine nicotine metabolite concentrations in relation to plasma cotinine during low-level nicotine exposure. Nicotine Tob Res. 2009; 11(8):954-960.
- 33. Barr DB, Wilder LC, Caudill SP, Gonzalez AJ, Needham LL, Pirkle JL. Urinary creatinine concentrations in the U.S. population: implications for urinary biologic monitoring measurements. Environ Health Perspect. 2005;113(2):192-200.
- 34. Hirshkowitz M, Whiton K, Albert SM, et al. National Sleep Foundation's sleep time duration recommendations: methodology and results summary. Sleep Health. 2015;1(1):40-43.
- 35. Statistique Canada. Guide de l'utilisateur des données de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) : Cycle 2 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2012 [modifié le 12 avril 2013; consulté le 18 janvier 2017]. En ligne à : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document /5071_D2_T1_V2-fra.htm
- 36. Hosmer D, Lemeshow S, Sturdivant RX. Applied logistic regression. 3 ed. New York (NY): John Wiley; 2013. 528 p.
- 37. Benowitz NL, Swan GE, Jacob P 3rd, et al. CYP2A6 genotype and the metabolism and disposition kinetics of nicotine. Clin Pharmacol Ther. 2006;80(5):457-467.
- 38. Cohrs S, Rodenbeck A, Riemann D, et al. Impaired sleep quality and sleep duration in smokers—results from the German Multicenter Study on Nicotine Dependence. Addict Biol. 2014;19(3):486-496.
- 39. Dempsey D, Jacob P, 3rd, Benowitz NL. Accelerated metabolism of nicotine and cotinine in pregnant smokers. J Pharmacol Exp Ther. 2002; 301(2):594-598.
- 40. Benowitz NL, Hatsukami D. Gender differences in the pharmacology of nicotine addiction. Addict Biol. 1998; 3(4):383-404.

- 41. Johnstone E, Benowitz N, Cargill A, et al. Determinants of the rate of nicotine metabolism and effects on smoking behavior. Clin Pharmacol Ther. 2006;80(4):319-330.
- 42. Kandel DB, Hu MC, Schaffran C, et al. Urine nicotine metabolites and smoking behavior in a multiracial/multiethnic national sample of young adults. Am J Epidemiol. 2007;165(8): 901-910.
- 43. Palmer CD, Harrison GA, Hiorns RW. Association between smoking and drinking and sleep duration. Ann Hum Biol. 1980;7(2):103-107.
- 44. Wong SL, Shields M, Leatherdale S, et al. Évaluation de la validité de la situation d'usage du tabac autodéclarée. Rapports sur la santé. 2012;23(1): 1-9.
- 45. Brody AL, Mandelkern MA, London ED, et al. Cigarette smoking saturates brain alpha 4 beta 2 nicotinic acetylcholine receptors. Arch Gen Psychiatry. 2006;63(8):907-915.

Aperçu

Mise à jour sur la santé mentale positive chez les jeunes au Canada

Mélanie Varin, M. Sc.; Elia Palladino, B. Sc. S.; Tanya Lary, M.A.; Melissa Baker, Ph. D.

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Le Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive (CISSMP) fournit des estimations des résultats et des facteurs de risque et de protection associés à une santé mentale positive pour les jeunes de 12 à 17 ans au Canada. Nous avons examiné la relation entre divers facteurs sociodémographiques et le bien-être psychologique et social chez les jeunes au Canada à l'aide des données tirées de l'Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves de 2016-2017. Le niveau scolaire et la province étaient significativement associés au bien-être psychologique et social.

Mots-clés: santé mentale positive, jeunes, santé publique, Canada

Introduction

En 2017, l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) a publié le Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive pour les jeunes (le Cadre-Jeunes), articulé autour de cinq résultats en matière de santé mentale positive : la santé mentale autoévaluée, le bonheur, la satisfaction à l'égard de la vie, le bien-être psychologique et le bien-être social1. Le Cadre-Jeunes vise à combler une lacune dans la surveillance de la santé mentale positive, à fournir un aperçu de l'état de la santé mentale positive et à orienter les politiques et les programmes de santé mentale au Canada². Notre aperçu fournit les estimations les plus à jour de la santé mentale positive et des déterminants individuels, familiaux, communautaires et sociaux associés à la santé mentale des jeunes Canadiens de 12 à 17 ans. Le bienêtre est une composante essentielle de la santé mentale positive et, à ce titre, il est important d'en faire la promotion3. Pour avoir un portrait plus complet du bien-être des jeunes au Canada, nous avons également examiné les relations entre divers facteurs sociodémographiques et trois éléments du bien-être psychologique et social, soit l'autonomie, la compétence et l'appartenance.

Méthodologie

Nous avons exploré les relations entre le sexe, le niveau scolaire et la province ainsi que l'autonomie, la compétence et l'appartenance à l'aide des données tirées de l'Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves (ECTADE) 2016-2017. La conception de l'enquête étant complexe, toutes les estimations ont été pondérées en fonction du poids d'échantillonnage et la méthode bootstrap a été utilisée pour les estimations de variance. Nous avons réalisé trois modèles de régression logistique ajustés. Toutes les analyses statistiques ont été réalisées à l'aide du logiciel SAS Enterprise Guide, version 7.1 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Bien-être psychologique – ECTADE 2016-2017

Autonomie

On a demandé aux jeunes d'encercler la réponse qui représentait le mieux leurs sentiments et la façon dont ils croyaient que les autres les avaient perçus au cours de la dernière semaine. Les six énoncés suivants ont été inclus : 1) « Je me sens libre de m'exprimer à la maison »; 2) « Je me sens libre de m'exprimer avec mes amis »; 3) « Je me sens libre de choisir

Points saillants

- Le tableau Statistiques rapides présente des estimations récentes des résultats et des déterminants de la santé mentale positive chez les jeunes au Canada.
- Plus des trois quarts des jeunes indiquent avoir un niveau élevé d'appartenance (81,8 %), de bonheur (79,3 %), de compétence (78,4 %) et de santé mentale autoévaluée (75,9 %).
- La majorité des jeunes ont déclaré jouir d'une grande autonomie (73,0 %) et d'une grande satisfaction à l'égard de leur vie (61,0 %).
- Les élèves du niveau intermédiaire (de 7º et 8º années) étaient davantage susceptibles de ressentir un bien-être psychologique et social plus élevé que les élèves du secondaire (de la 9º à la 12º année).

quand et comment faire mes devoirs »; 4) « Je me sens libre de choisir quelles activités faire avec mes amis »; 5) « Je me sens libre de m'exprimer à l'école »; 6) « J'ai l'impression de pouvoir décider quand et comment faire mes tâches domestiques ».

Compétence

On a demandé aux jeunes d'encercler la réponse qui représentait le mieux leurs sentiments et la façon dont ils croyaient que les autres les avaient perçus au cours de la dernière semaine. Les six énoncés suivants ont été inclus : 1) « Je sens que je fais bien les choses à l'école »; 2) « Je sens que mes professeurs pensent que je suis bon pour faire les choses »; 3) « Je sens que je fais bien les choses à la maison »; 4) « Je sens que mes parents pensent que

Rattachement des auteures :

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

Correspondance: Mélanie Varin, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K15 5H4; courriel: melanie.varin@canada.ca

je suis bon pour faire les choses »; 5) « Je sens que je fais bien les choses quand je suis avec mes amis »; 6) « Je sens que mes amis pensent que je suis bon pour faire les choses ».

Bien-être social – ECTADE 2016-2017

Appartenance

On a demandé aux jeunes d'encercler la réponse qui représentait le mieux leurs sentiments et la façon dont ils croyaient que les autres les avaient perçus au cours de la dernière semaine. Les six énoncés suivants ont été inclus : 1) « Mes enseignants m'aiment et se soucient de moi »; 2) « J'aime passer du temps avec mes parents »; 3) « Mes parents m'aiment et se soucient de moi »; 4) « J'aime être avec mes enseignants »; 5) « Mes amis m'aiment et se soucient de moi »; 6) « J'aime passer du temps avec mes amis. »

Voici les réponses possibles aux questions sur l'autonomie, la compétence et l'appartenance : « vraiment faux pour moi », « plutôt faux pour moi », « plutôt vrai pour moi » et « vraiment vrai pour moi ». On a défini l'autonomie, la compétence et l'appartenance élevées comme ayant un score moyen de 3 (catégorie de réponse « plutôt vrai pour moi ») ou 4 (catégorie de réponse « vraiment vrai pour moi ») sur une échelle de 1 à 4.

Résultats

Principales constatations

Les dernières estimations de la prévalence sont présentées dans le tableau 1. De l'ensemble des jeunes au Canada, 75,9 % ont déclaré avoir un niveau élevé de santé mentale autoévaluée et 61.0 % ont déclaré un niveau élevé de satisfaction à l'égard de la vie en 2017. En 2015, 79,3 % des jeunes ont déclaré un niveau de bonheur élevé. En 2016-2017, 73,0 % des jeunes ont déclaré jouir d'une autonomie élevée, 78,4 % ont déclaré une compétence élevée et 81,8 % ont déclaré une appartenance élevée. En raison des changements importants qui ont été apportés à la méthodologie de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) en 20154, les estimations présentées dans l'édition précédente (2017) du Cadre-Jeunes¹, qui reposent sur les données de l'ESCC 2014, ne sont pas comparables aux données de cette édition (2019).

Déterminants sociodémographiques et résultats associés à la santé mentale positive

Le tableau 2 présente les rapports de cotes (RC) pour l'autonomie, la compétence et l'appartenance ajustés en fonction du sexe, du niveau scolaire et de la province.

Autonomie

La probabilité que les élèves de 12^e année déclarent jouir d'une autonomie élevée était de 12 % (rapport de cotes ajusté [RCa] = 1,12, intervalle de confiance [IC] à 95 % : 1,07 à 1,17) supérieure à celle des élèves de 10e année. De même, la probabilité que les élèves de 7e année déclarent jouir d'une autonomie élevée était de 7 % (RCa = 1,07, IC à 95 % : 1,01 à 1,14) supérieure à la probabilité que les élèves de 10e année déclarent jouir d'une autonomie élevée. Les jeunes du Québec étaient environ deux fois (RCa = 1,98, IC à 95 %: 1,92 à 2,04) plus susceptibles de déclarer jouir d'une autonomie élevée que les jeunes de Terre-Neuve-et-Labrador. Des rapports de cotes supplémentaires pour les autres provinces sont présentés dans le tableau 2.

Compétence

Les élèves de la 7e à la 9e année étaient plus susceptibles d'avoir des compétences élevées que ceux de 10e année, tandis que les élèves de 11e année en étaient moins susceptibles. Il n'y avait pas de différence significative quant à la probabilité des résultats en matière de compétence pour les élèves de 12^e année. Comparativement aux jeunes de Terre-Neuve-et-Labrador, les jeunes de l'Île-du-Prince-Édouard, de l'Ontario, de la Colombie-Britannique, de l'Alberta, de la Nouvelle-Écosse, du Manitoba, de la Saskatchewan et du Ouébec étaient plus susceptibles de déclarer une compétence élevée. Par exemple, la probabilité d'obtenir des résultats élevés dans la composante compétence chez les jeunes de l'Île-du-Prince-Édouard était 1,40 fois supérieure (RCa = 1,40, IC à 95 %: 1.35 à 1.46) à celle des jeunes de Terre-Neuve-et-Labrador. Des rapports de cotes supplémentaires pour les autres provinces sont présentés dans le tableau 2.

Appartenance

Les jeunes de sexe masculin étaient moins susceptibles de déclarer un niveau d'appartenance élevé que ceux de sexe féminin (RCa = 0,83, IC à 95 % : 0,81 à 0,85). Dans l'ensemble, les jeunes de la 7^e à la

9e année et de 12e année étaient plus susceptibles de déclarer un niveau d'appartenance élevé que le groupe de référence de 10^e année. Toutefois, la probabilité d'obtenir des résultats élevés dans la composante appartenance était plus élevée chez les élèves de 7e et de 8e années que chez les autres élèves (tableau 2). Il n'y avait pas de différence significative quant à la probabilité des résultats en matière d'appartenance pour les élèves de 11^e année. À l'instar des différences provinciales observées pour ce qui est de l'autonomie et de la compétence, les probabilités d'un grand sentiment d'appartenance étaient plus élevées au Québec, en Ontario, à l'Île-du-Prince-Édouard, en Colombie-Britannique, en Alberta, au Manitoba, en Nouvelle-Écosse et en Saskatchewan qu'à Terre-Neuve-et-Labrador (tableau 2).

Conclusion

Le Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive pour les jeunes est une ressource fondée sur des données probantes qui fournit de l'information sur la santé mentale positive chez les jeunes au Canada. Dans l'ensemble, la majorité des jeunes au Canada ont une santé mentale positive élevée. Nos résultats montrent également que les élèves de 7e et de 8^e années affichent une probabilité significativement plus élevée de compétence et d'appartenance que les élèves du secondaire. Fait intéressant, nous avons observé des différences entre les provinces en ce qui a trait à la probabilité des résultats sur le plan du bien-être psychologique et social. Comparativement aux autres provinces, le Ouébec affichait la plus forte association autonomie-appartenance chez les jeunes. Cependant, les jeunes du Québec affichaient des probabilités inférieures à celles des jeunes des autres provinces sur le plan de la compétence. Les constatations présentées dans cet aperçu peuvent éclairer les initiatives de promotion de la santé mentale, en particulier pour ce qui est de certains niveaux scolaires et provinces.

Conflits d'intérêts

Les auteures déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts

Contributions des auteures et avis

MV, EP, TL et MB ont rédigé l'aperçu. MV a analysé les estimations de prévalence

concernant la santé mentale autodéclarée et les indicateurs et réalisé l'analyse du modèle de régression logistique. Toutes les auteures ont interprété les données, et examiné ou révisé le manuscrit.

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

Références

- Centre de prévention des maladies chroniques. Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive: Statistiques rapides, jeunes (12 à 17 ans), Canada, édition 2017. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2017; 37(4):142-143.
- 2. Orpana H, Vachon J, Dykxhoorn J, et al. Surveillance de la santé mentale positive et de ses facteurs déterminants au Canada : élaboration d'un cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2016; 36(1):1-12.
- 3. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Améliorer la santé des Canadiens : explorer la santé mentale positive. Ottawa (Ont.) : ICIS; 2009.
- 4. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2018 [cité le 3 juillet 2019]. En ligne à : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function = getSurvey&Id = 329241

TABLEAU 1

CADRE D'INDICATEURS DE SURVEILLANCE DE LA SANTÉ MENTALE POSITIVE

STATISTIQUES RAPIDES, JEUNES (12 À 17 ANS), CANADA, ÉDITION 2019

| GROUPE D'INDICATEURS | MESURE(S) LIÉE(S) À L'INDICATEUR | DONNÉES LES PLUS RÉCENTES | SOURCES DE DONNÉES (ANNÉE) |
|----------------------------------|---|---------------------------------|----------------------------------|
| RÉSULTATS EN SANT | TÉ MENTALE POSITIVE | | |
| Santé mentale autoévaluée | % de la population ayant déclaré avoir une « excellente » ou une « très bonne » santé mentale | 75,9 % | ESCC (2017) |
| Bonheur | % de la population qui affirme être généralement « heureuse et intéressée dans la vie » | 79,3 % | ESCC (2015) |
| Satisfaction à | % de la population qui affirme être « très satisfaite » de sa vie en général | 61,0 % | ESCC (2017) |
| l'égard de la vie | Estimation moyenne de la satisfaction à l'égard de la vie (échelle de 0 à 10) chez les élèves de la 6º à la 10º année | 7,3 | ECSEAS (2013-2014) |
| Bien-être psychologique | % des élèves de la 7º à la 12º année qui jouissent d'une grande autonomie | 73,0 % | ECTADE (2016-2017) |
| | % des élèves de la 7 ^e à la 12 ^e année qui sont très compétents | 78,4 % | ECTADE (2016-2017) |
| Bien-être social | % des élèves de la 7º à la 12º année qui ont un niveau d'appartenance élevé | 81,8 % | ECTADE (2016-2017) |
| DÉTERMINANTS INI | DIVIDUELS | | |
| Résilience | En cours d'élaboration | | |
| Capacité d'adaptation | % de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré avoir une forte capacité d'adaptation | 43,3 % | ESCC – Santé mentale (2012) |
| Expériences favorables durant | % des élèves de la 6° à la 10° année ayant déclaré prendre le repas du soir en famille cinq fois ou plus par semaine | 69,8 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| l'enfance | % des élèves de la 6° à la 10° année qui affirment que leur famille est prête à les aider à prendre des décisions | 74,2 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| Contrôle et auto-efficacité | % de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré un niveau élevé de maîtrise de sa destinée | 45,0 % | ESG – Réseaux sociaux (2008) |
| Violence | % des élèves de la 6° à la 10° année ayant déclaré avoir pris part à une bagarre au moins une fois au cours des 12 derniers mois | 28,3 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| | % des élèves de la 7º à la 12º année ayant déclaré avoir été intimidés par d'autres élèves au cours des 30 derniers jours | 23,5 % | ECTADE (2016-2017) |
| | % des élèves de la 7º à la 12º année ayant déclaré avoir intimidé d'autres élèves au cours des 30 derniers jours | 13,2 % | ECTADE (2016-2017) |
| État de santé | % de la population ayant déclaré avoir une « excellente » ou « très bonne » santé | 75,6 % | ESCC (2017) |
| | % de la population n'ayant aucune incapacité ou ayant une incapacité légère | 70,7 % | ESCC (2015) |
| Activité physique | % de la population suivant les recommandations en matière d'activité physique en pratiquant au moins 60 minutes d'activité physique d'intensité modérée à élevée chaque jour | 30,9 % | Enquête CHMS (2016-2017) |
| Consommation de substances | % des élèves de la 9° et de la 10° année ayant déclaré avoir pris 5 consommations ou plus (4 ou plus pour les filles), en une occasion, une fois par mois ou plus au cours des 12 derniers mois | 17,7 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| | % des élèves de la 6° à la 10° année qui disent boire de l'alcool chaque semaine ou plus fréquemment | 6,5 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| | % des élèves de la 7º à la 12º année ayant déclaré avoir consommé de la marijuana ou du cannabis au cours des 12 derniers mois | 16,7 % | ECTADE (2016-2017) |
| Spiritualité | % de la population ayant déclaré que les croyances religieuses ou spirituelles sont « très importantes » ou « importantes » dans leur vie quotidienne | 45,7 % | ESCC – Santé mentale (2012) |

Suite à la page suivante

| GROUPE | | DONNÉES | SOURCES DE |
|--|--|----------------------|---|
| D'INDICATEURS | MESURE(S) LIÉE(S) À L'INDICATEUR | LES PLUS RÉCENTES | DONNÉES (ANNÉE) |
| DÉTERMINANTS FAM | MILIAUX | | |
| Relations familiales | % des élèves de la 6° à la 10° année ayant déclaré qu'il leur est « facile » ou « très facile » de se confier à leurs parents sur des choses qui les tracassent vraiment | 83,2 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| | % des élèves de la 6° à la 10° année qui ont un niveau de communication élevé dans leur famille | 58,3 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| Style parental | % des élèves de la 6° à la 10° année ayant déclaré que leurs parents leur font confiance | 77,3 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| | % des élèves de la 6° à la 10° année ayant déclaré que leurs parents sont trop exigeants envers eux | 28,7 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| État de santé de la famille et consommation de | % de la population âgée de 15 à 17 ans ayant au moins un membre de leur famille qui a des problèmes concernant ses émotions, sa santé mentale ou sa consommation d'alcool ou de drogues | 29,4 % | ESCC – Santé mentale (2012) |
| substances des membres de la famille | % de la population âgée de 15 à 17 ans ayant au moins un membre de leur famille qui a des problèmes concernant ses émotions, sa santé mentale ou sa consommation d'alcool ou de drogues et déclarant que les problèmes de ce membre de la famille affectent « beaucoup » ou « assez » leur vie | 26,5 % | ESCC – Santé mentale (2012) |
| Composition du ménage | % de la population vivant dans un ménage monoparental | 18,7 % | ESCC (2017) |
| | % de la population vivant dans un ménage biparental | 71,1 % | ESCC (2017) |
| Revenu du ménage | % de la population âgée de moins de 18 ans vivant sous le seuil de faible revenu, après impôts | 8,5 % | ESCC (2014) |
| DÉTERMINANTS CO | MMUNAUTAIRES | | |
| Implication communautaire | % des élèves de la 6º à la 10º année qui sont membres d'au moins un club ou d'une organisation | 88,9 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| Réseaux sociaux | % des élèves de la $6^{\rm e}$ à la $10^{\rm e}$ année ayant déclaré qu'ils peuvent compter sur leurs amis lorsque les choses vont mal | 74,3 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| | % des élèves de la 6° à la 10° année qui peuvent partager leurs joies et leurs peines avec leurs amis | 79,2 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| Soutien social | % de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré une perception élevée du soutien social reçu | 95,4 % | ESCC – Santé mentale (2012) |
| Environnement scolaire | % des élèves de la 6° à la 10° année qui affirment avoir le sentiment de faire vraiment partie de leur école | 63,2 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| Environnement social du quartier | % des élèves de la 6° à la 10° année ayant déclaré faire confiance aux gens de leur quartier | 60,2 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| | % de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré vivre dans un quartier où les gens s'entraident | 90,4 % | ESG – Victimisation (2014) |
| | % de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré que le désordre social dans leur quartier est un « très gros problème » ou un « assez gros problème » | 6,3 % | ESG – Victimisation (2014) |
| Environnement bâti du quartier | % des élèves de la $6^{\rm e}$ à la $10^{\rm e}$ année qui affirment qu'il y a de bons endroits où aller pendant leurs temps libres comme des centres de loisirs, des parcs et des centres commerciaux | 74,2 % | Enquête HBSC (2013-2014) |
| DÉTERMINANTS SO | CIAUX | | |
| Inégalités | En cours d'élaboration | | |
| Discrimination et stigmatisation | % de la population ayant subi un traitement injuste au moins une fois au cours de l'année précédente en raison, entre autres, de leur sexe, race, âge ou apparence | 39,1 % | ESCC (2013) Réponse rapide sur la discrimination |
| | | | 1 |

Abréviations : ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; ECR, Enquête canadienne sur le revenu; ECTADE, Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves; Enquête HBSC, Comportements de santé des jeunes d'âge scolaire au Canada; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

Remarque: L'expression « En cours d'élaboration » s'applique à des mesures en cours d'élaboration soit parce que la source de données est actuellement non disponible, soit parce que d'autres recherches doivent être faites pour trouver une mesure prometteuse et une source de données.

Citation suggérée: Agence de la santé publique du Canada, Centre de surveillance et de recherche appliquée. Aperçu — Mise à jour sur la santé mentale positive chez les jeunes au Canada. Statistiques rapides, jeunes (12 à 17 ans), Canada, édition 2019. Ottawa (Ont.): Agence de la santé publique du Canada; 2020.

Si vous avez des questions ou des commentaires, veuillez communiquer avec nous à l'adresse suivante : phac.infobase.aspc@canada.ca

TABLEAU 2 Rapports de cotes ajustés de trois résultats en matière de santé mentale positive chez les jeunes, Canada, 2016-2017

| Variable | Autonomie | Compétence | Appartenance |
|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Valiable | RCa (IC à 95 %) | RCa (IC à 95 %) | RCa (IC à 95 %) |
| Sexe | | | |
| Filles | Réf. | Réf. | Réf. |
| Garçons | 0,98 (0,96 à 1,00) | 1,02 (1,00 à 1,04) | 0,83 (0,81 à 0,85) |
| Niveau | | | |
| 7º année | 1,07 (1,01 à 1,14) | 1,72 (1,64 à 1,81) | 1,98 (1,88 à 2,09) |
| 8º année | 0,94 (0,89 à 0,99) | 1,24 (1,19 à 1,30) | 1,43 (1,37 à 1,49) |
| 9º année | 0,96 (0,92 à 1,01) | 1,09 (1,05 à 1,14) | 1,08 (1,03 à 1,13) |
| 10º année | Réf. | Réf. | Réf. |
| 11º année | 1,00 (0,95 à 1,05) | 0,96 (0,93 à 0,99) | 1,02 (0,98 à 1,06) |
| 12º année | 1,12 (1,07 à 1,17) | 1,01 (0,95 à 1,06) | 1,12 (1,07 à 1,17) |
| Province | | | |
| Colombie-Britannique | 1,35 (1,31 à 1,40) | 1,31 (1,26 à 1,37) | 1,36 (1,30 à 1,43) |
| Alberta | 1,27 (1,24 à 1,31) | 1,29 (1,24 à 1,34) | 1,27 (1,22 à 1,32) |
| Saskatchewan | 1,25 (1,19 à 1,32) | 1,18 (1,11 à 1,24) | 1,07 (1,00 à 1,13) |
| Manitoba | 1,37 (1,31 à 1,43) | 1,24 (1,18 à 1,31) | 1,19 (1,12 à 1,26) |
| Ontario | 1,32 (1,28 à 1,35) | 1,33 (1,28 à 1,37) | 1,38 (1,33 à 1,43) |
| Québec | 1,98 (1,92 à 2,04) | 1,05 (1,01 à 1,08) | 1,54 (1,48 à 1,59) |
| Nouvelle-Écosse | 1,15 (1,11 à 1,19) | 1,25 (1,21 à 1,29) | 1,16 (1,11 à 1,22) |
| Île-du-Prince-Édouard | 1,32 (1,28 à 1,36) | 1,40 (1,35 à 1,46) | 1,37 (1,32 à 1,43) |
| Terre-Neuve-et-Labrador | Réf. | Réf. | Réf. |

Source des données : Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les jeunes de 2016-2017.

Abréviations : IC, intervalle de confiance; RCa, rapport de cotes ajusté; Réf., groupe de référence. Remarque : Modèles logistiques ajustés en fonction du sexe, du niveau scolaire et de la province.

Aperçu

Mise à jour sur la santé mentale positive chez les adultes au Canada

Mélanie Varin, M. Sc.; Elia Palladino, B. Sc. S.; Tanya Lary, M.A.; Melissa Baker, Ph. D.

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Cet aperçu présente la dernière mise à jour des estimations du Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive pour les adultes de 18 ans et plus. À l'aide des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2015 et de 2017, nous avons calculé la prévalence d'une santé mentale positive et de ses déterminants connexes. Les estimations des résultats en matière de santé mentale positive pour les adultes variaient entre 68,1 % et 87,1 %. Nous avons aussi exploré les associations entre divers facteurs sociodémographiques et une santé mentale positive chez les adultes au Canada. Nos résultats font état de différences sociodémographiques dans les cotes portant sur la santé mentale autoévaluée, le bonheur, la satisfaction à l'égard de la vie, le bien-être psychologique et le bien-être social.

Mots-clés : santé mentale positive, adulte, santé publique, Canada

Introduction

Selon l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC), la santé mentale est « la capacité qu'a chacun d'entre nous de ressentir, de penser et d'agir de manière à améliorer son aptitude à jouir de la vie et à relever les défis auxquels il est confronté. Il s'agit d'un sentiment positif de bien-être émotionnel et spirituel qui tient compte de l'importance de la culture, de l'équité, de la justice sociale, des interactions et de la dignité personnelle »1. Cette définition est similaire à d'autres définitions de la santé mentale reconnues à l'échelle internationale2. L'ASPC reconnaît que la promotion de la santé mentale est essentielle à la santé et au bien-être, et l'a ciblée comme une priorité clé³. De ce fait, la santé mentale positive (SMP) et le bienêtre au Canada doivent être surveillés de façon continue, afin que l'on dispose d'un portrait à jour de la situation.

En 2016, l'ASPC a élaboré le Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive (CISSMP)⁴ pour effectuer un suivi du bilan de la SMP et du bienêtre au Canada. Le CISSMP est fondé sur un modèle socioécologique qui tient compte

des multiples facettes d'un système social^{2,3}. Notre aperçu intègre les dernières estimations des résultats en matière de SMP et de facteurs de risque et de protection connexes aux niveaux individuel, familial, communautaire et social pour les adultes de 18 ans et plus.

Méthodologie

Nous avons exploré les associations entre divers facteurs sociodémographiques et les résultats en matière de SMP à l'aide des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2015 et de 2017. Pour tenir compte de la conception complexe de l'ESCC, nous avons pondéré les estimations en fonction des poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada et de la variance estimée à l'aide de la méthode bootstrap. Nous avons réalisé cinq modèles de régression logistique ajustés. Toutes les analyses statistiques ont été réalisées à l'aide de la version 7.1 du logiciel SAS Enterprise Guide (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Le CISSMP comprend cinq résultats en matière de SMP : santé mentale autoévaluée,

Points saillants

- Le tableau Statistiques rapides présente les estimations les plus récentes en matière de santé mentale positive et de facteurs de risque et de protection connexes chez les adultes au Canada.
- La majorité des adultes au Canada ont une santé mentale positive élevée.
- Parmi les cinq résultats en matière de santé mentale positive, la satisfaction à l'égard de la vie a la prévalence la plus élevée (87,1 %), et le sentiment de bien-être social la prévalence la plus faible (68,1 %).
- Plusieurs facteurs sociodémographiques, à savoir le sexe, le groupe d'âge, le quintile de revenu, le niveau de scolarité, la province, le milieu de résidence (urbain/rural) et le statut vis-à-vis de l'immigration sont associés de manière statistiquement significative aux résultats en matière de santé mentale positive.

bonheur, satisfaction à l'égard de la vie, bien-être psychologique et bien-être social.

Santé mentale autoévaluée

La santé mentale autoévaluée est mesurée à l'aide des données de la composante annuelle de l'ESCC de 2017. On a demandé aux répondants : « En général, diriez-vous que votre santé mentale est...? » Les choix de réponse étaient : « excellente », « très bonne », « bonne », « passable » et « mauvaise ». Dans notre étude, un niveau élevé en matière de santé mentale se définit par le fait de déclarer avoir une santé mentale « excellente » ou « très bonne ».

Rattachement des auteures :

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

Correspondance: Mélanie Varin, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1S 5H4; courriel: melanie.varin@canada.ca

Bonheur

Le bonheur est mesuré à l'aide des données de la composante annuelle de l'ESCC de 2015. On a demandé aux répondants : « Au cours du dernier mois, à quelle fréquence vous êtes-vous senti heureux? » Les choix de réponse étaient « tous les jours », « presque tous les jours », « environ deux ou trois fois par semaine », « environ une fois par semaine », « une fois ou deux » ou « jamais ». Un niveau élevé de bonheur est défini ici par le fait de déclarer s'être senti heureux « tous les jours » ou « presque tous les jours » au cours du dernier mois.

Satisfaction à l'égard de la vie

La satisfaction à l'égard de la vie est mesurée à l'aide des données de la composante annuelle de l'ESCC de 2015. On a demandé aux répondants : « Au cours du dernier mois, à quelle fréquence vous êtes-vous senti satisfait à l'égard de votre vie? » Les choix de réponse étaient : « tous les jours », « presque tous les jours », « environ deux ou trois fois par semaine », « environ une fois par semaine », « une fois ou deux » ou « jamais ». Un niveau élevé de satisfaction à l'égard de la vie est défini ici par le fait de déclarer s'être senti satisfait à l'égard de la vie « tous les jours » ou « presque tous les jours » au cours du dernier mois.

Bien-être psychologique

Le bien-être psychologique est mesuré à l'aide de six questions de l'ESCC de 2015. On a demandé aux répondants : « Au cours du dernier mois, à quelle fréquence avez-vous senti : 1) que vous aimiez la plupart des facettes de votre personnalité, 2) que vous viviez des expériences qui vous poussent à grandir et à devenir une meilleure personne, 3) que votre vie a un but ou une signification, 4) que vous étiez bon pour gérer les responsabilités de votre quotidien, 5) que vous étiez capable de penser ou d'exprimer vos propres idées et opinions et 6) que vous aviez des relations chaleureuses et fondées sur la confiance avec d'autres personnes? ». Les choix de réponse étaient : « tous les jours », « presque tous les jours », « environ deux ou trois fois par semaine », « environ une fois par semaine », « une fois ou deux » ou « jamais ». Ces choix de réponse étaient ensuite convertis en nombre de jours : « 28 jours », « 20 jours », « 10 jours », « 4 jours », « 1,5 jour » et « 0 jour ». Nous avons additionné le nombre de jours obtenu en réponse aux six questions. Un bien-être psychologique élevé est défini ici par un total de 20 jours ou plus au cours du dernier mois.

Bien-être social

Le bien-être social est mesuré à l'aide des données de la composante annuelle de l'ESCC de 2017. On a demandé aux répondants : « Comment décririez-vous votre sentiment d'appartenance à votre communauté locale? Diriez-vous qu'il est...? » Les choix de réponse étaient : « très fort », « plutôt fort », « plutôt faible » ou « très faible ». Un sentiment de bien-être social élevé est défini ici par le fait de déclarer avoir un sentiment d'appartenance « très fort » ou « plutôt fort ».

Résultats

Principales constatations

Le tableau 1 présente l'édition 2019 des Statistiques rapides du CISSMP. Parmi les adultes de 18 ans et plus au Canada, 69,9 % ont déclaré avoir un niveau élevé de santé mentale, 85,9 % ont déclaré avoir un niveau élevé de bonheur, 87,1 % ont déclaré avoir un niveau élevé de satisfaction à l'égard de la vie, 75,2 % ont déclaré avoir un bien-être psychologique élevé et 68,1 % ont déclaré avoir un sentiment de bien-être social élevé. Il ne faut pas comparer ces estimations à celles de l'édition 2016 des Statistiques rapides du CISSMP4 car, à compter de l'édition 2015, la composante annuelle de l'ESCC a subi des changements méthodologiques importants qui ont une incidence sur les données5.

Déterminants sociodémographiques et résultats en matière de SMP

Le tableau 2 présente les rapports de cotes (RC) des résultats en matière de SMP, ajustés en fonction du sexe, de l'âge, du revenu du ménage, de la scolarité, de la province, du milieu de résidence (urbain/rural) et du statut vis-à-vis de l'immigration.

Sexe

Comparativement à l'ensemble des résultats en matière de SMP, le sexe n'était associé de façon statistiquement significative qu'à la santé mentale autodéclarée. La

probabilité de déclarer une bonne santé mentale était de 18 % plus élevée chez les hommes que chez les femmes (rapport de cotes ajusté [RCa] = 1,18, intervalle de confiance [IC] à 95 % = 1,11 à 1,26).

Âge

Dans l'ensemble, les personnes de 65 ans et plus étaient proportionnellement plus nombreuses à déclarer une bonne santé mentale que celles de 18 à 64 ans. Elles étaient plus susceptibles d'avoir un niveau élevé de santé mentale autoévaluée, de bonheur, de satisfaction à l'égard de la vie, de bien-être psychologique et de bien-être social (tableau 2).

Reveni

La probabilité d'avoir un niveau élevé de santé mentale autoévaluée, de bonheur, de satisfaction à l'égard de la vie, de bienêtre psychologique et de bien-être social augmentait de façon graduelle et statistiquement significative en fonction de la suffisance du revenu du ménage. Par exemple, les adultes du groupe au revenu le plus élevé (Q5) étaient 3,07 fois plus susceptibles d'avoir un niveau élevé de satisfaction à l'égard de la vie que les adultes du groupe au revenu le plus faible (Q1) (RCa = 3,07, IC à 95 % = 2,60à 3,63). D'autres rapports de cotes portant sur d'autres groupes de revenu sont présentés dans le tableau 2.

Niveau de scolarité

Dans l'ensemble, les diplômés postsecondaires étaient plus susceptibles de déclarer un niveau élevé de santé mentale autoévaluée, de bonheur et de satisfaction à l'égard de la vie comparativement aux diplômés du secondaire et aux personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires. Par exemple, les diplômés postsecondaires avaient 75 % plus de chances d'avoir un niveau élevé de santé mentale autoévaluée que les personnes n'avant pas terminé leurs études secondaires (RCa = 1,75, IC à 95 % = 1,57 à 1,95).Dans le même ordre d'idées, les chances des diplômés du secondaire d'avoir une santé mentale autoévaluée positive étaient de 35 % supérieures à celles des personnes n'avant pas obtenu leur diplôme d'études secondaires (RCa = 1,35, IC à 95 % = 1,19 à 1,53). Aucun lien n'a été observé entre le niveau de scolarité et le bien-être psychologique ou social. D'autres rapports de cotes sont présentés dans le tableau 2.

Province

Ouelques différences ont été observées entre les provinces en ce qui a trait à la probabilité d'avoir de bons résultats en matière de SMP. Les adultes de la Colombie-Britannique, de l'Alberta, de la Saskatchewan, de l'Ontario, du Québec, du Nouveau-Brunswick et de l'Île-du-Prince-Édouard étaient proportionnellement plus nombreux à avoir un niveau élevé de bonheur que ceux de Nouvelle-Écosse (tableau 2). De même, les adultes de la Saskatchewan (RCa = 1,43, IC à 95 % = 1,03 à 1,97), du Québec (RCa = 1,57, IC à 95 % = 1,25 à 1,97) etde l'Île-du-Prince-Édouard (RCa = 1,68, IC à 95 % = 1,17 à 2,40) avaient nettement plus de chances de faire état d'une grande satisfaction à l'égard de la vie que ceux de Nouvelle-Écosse. Les adultes de Terre-Neuve-et-Labrador étaient les plus susceptibles de déclarer un niveau élevé de santé mentale autoévaluée (RCa = 1,22, IC à 95 % = 1,01 à 1,48) et de bien-être social (RCa = 1,50, IC à 95 % = 1,20 à 1,87). D'autres rapports de cotes sont présentés dans le tableau 2.

Milieu de résidence (urbain/rural)

Le milieu de résidence (urbain/rural) était fortement associé au bonheur, à la satisfaction à l'égard de la vie et au bien-être psychologique et social. Les personnes vivant en milieu rural étaient plus susceptibles de faire état de niveaux élevés de bonheur (RCa = 1,26, IC à 95 % = 1,14 à 1,40), de satisfaction à l'égard de la vie (RCa = 1,26, IC à 95 % = 1,12 à 1,41),de bien-être psychologique (RCa = 1,10, IC à 95 % = 1,01 à 1,20) et de bien-être social (RCa = 1,11, IC à 95 % = 1,03 à 1,19) que celles habitant dans les régions urbaines. Aucun lien n'a été observé entre le milieu de résidence et la santé mentale autoévaluée.

Immigrants

Les immigrants étaient proportionnellement plus nombreux que les non-immigrants à présenter un niveau élevé de santé mentale autoévaluée (RCa = 1,39, IC à 95 % = 1,27 à 1,51) et de bien-être social (RCa = 1,34, IC à 95 % = 1,22 à 1,48). Toutefois, les immigrants étaient moins susceptibles de faire état d'un niveau de bonheur élevé (RCa = 0,76, IC à 95 % = 0,66 à 0,86). Aucun lien n'a été observé entre le statut vis-à-vis de l'immigration et un niveau élevé de satisfaction à l'égard de la vie ou de bien-être psychologique.

Conclusion

Cet article présente les estimations de prévalence chez les adultes tirées de l'édition 2019 du CISSMP. Nos résultats indiquent une association significative entre un âge avancé ainsi que le quintile de revenu le plus élevé et les cinq résultats positifs en matière de santé mentale. Les adultes ayant fait des études postsecondaires et ceux vivant en milieu rural étaient plus susceptibles d'éprouver du bonheur, de la satisfaction à l'égard de la vie, un bien-être psychologique et un sentiment de bien-être social. Les immigrants et les hommes avaient davantage tendance à avoir un niveau élevé de santé mentale autoévaluée que les non-immigrants et les femmes. Relever ces différences sociodémographiques dans les résultats en matière de SMP contribue à une meilleure compréhension de la santé mentale positive des adultes.

Conflits d'intérêts

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

Contributions des auteures et avis

MV, EP, TL et MB ont rédigé cet aperçu. MV a analysé les estimations de prévalence concernant la santé mentale auto-évaluée et a réalisé les analyses du modèle de régression. Toutes les coauteures ont interprété les données et examiné ou révisé l'apercu.

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

Références

1. Agence de la santé publique du Canada. Promotion de la santé mentale : Promouvoir la santé mentale, c'est promouvoir le meilleur de nous-mêmes [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; [modifié le 6 mai 2014; consultation le 25 juin 2019]. En ligne à : https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/promotion-sante/sante-mentale/promotion-sante-mentale.html

- Orpana H, J Vachon, J Dykxhoorn, et al. Surveillance de la santé mentale positive et de ses facteurs déterminants au Canada: élaboration d'un cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2016; 36(1):1-12.
- 3. Agence de la santé publique du Canada (ASPC). Plan ministériel, 2019-2020. [Internet]. Ottawa (Ont.) :ASPC; 2019 [consultation le 21 mai 2019]. En ligne à : https://www.canada.ca/content/dam/phac-aspc/documents/corporate/transparency/corporate-management-reporting/reports-plans-priorities/2019-2020-report-plans-priorities/phac-aspc-2019-2020-departmental-plan-fra.pdf
- 4. Centre de prévention des maladies chroniques. Cadre d'indicateurs pour la surveillance de la santé mentale positive Statistiques rapides, adultes (18 ans et plus), Canada, édition 2016. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2016;36(1):12-13.
- 5. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes Composante annuelle (ESCC) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2018 [consultation le 3 juillet 2019]. En ligne à : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl ?Function = getSurvey&Id = 329241

TABLEAU 1

CADRE D'INDICATEURS DE SURVEILLANCE DE LA SANTÉ MENTALE POSITIVE

STATISTIQUES RAPIDES, ADULTES (18 ANS ET PLUS), CANADA, ÉDITION 2019

| GROUPE D'INDICATEURS | MESURE(S) LIÉE(S) À L'INDICATEUR | DONNÉES LES PLUS RÉCENTES | SOURCE DE DONNÉES (ANNÉE) |
|--|--|---------------------------------|---------------------------------|
| RÉSULTATS EN MATIÈRE DE | SANTÉ MENTALE POSITIVE | | |
| Santé mentale autoévaluée | % de la population ayant déclaré avoir une « excellente » ou une « très bonne » santé mentale | 69,9 % | ESCC (2017) |
| Bonheur | % de la population ayant déclaré être heureuse « tous les jours » ou « presque tous les jours » | 85,9 % | ESCC (2015) |
| Satisfaction à l'égard de la vie | % de la population ayant déclaré être satisfaite à l'égard de la vie « tous les jours » ou « presque tous les jours » | | ESCC (2015) |
| | Moyenne de l'estimation de satisfaction à l'égard de la vie (échelle de 0 à 10) | 8,1 | ESCC (2017) |
| Bien-être psychologique | % de la population ayant un niveau élevé de bien-être psychologique | 75,2 % | ESCC (2015) |
| Bien-être social | % de la population ayant fait état d'un sentiment d'appartenance « très fort » ou « plutôt fort » à sa communauté locale | 68,1 % | ESCC (2017) |
| DÉTERMINANTS INDIVIDUE | LS | | |
| Résilience | En cours d'élaboration | | |
| Capacité d'adaptation | % de la population ayant déclaré avoir une forte capacité d'adaptation | 56,9 % | ESCC – Santé mentale (2012) |
| Contrôle et autoefficacité | % de la population ayant déclaré un niveau élevé de maîtrise de sa destinée | 41,6 % | ESG – Réseaux sociaux (2008) |
| Violence | % de la population ayant déclaré avoir été victime, avant l'âge de 15 ans, de l'un ou l'autre de ces trois types de violence durant l'enfance : violence physique ou sexuelle de la part d'un adulte, et/ou exposition à la violence commise par les parents ou les tuteurs | | ESG – Victimisation (2014) |
| | % de la population ayant déclaré avoir été victime de violence physique ou sexuelle au cours des 12 derniers mois | 3,9 % | ESG – Victimisation (2014) |
| | % de la population ayant déclaré avoir été victime de violence conjugale au cours des cinq dernières années | 2,7 % | ESG – Victimisation (2014) |
| État de santé | % de la population ayant déclaré avoir une « excellente » ou « très bonne » santé | 59,9 % | ESCC (2017) |
| | % de la population n'ayant aucune incapacité ou ayant une incapacité légère | 68,5 % | ESCC (2015) |
| Activité physique | % de la population « active » ou « modérément active » durant ses loisirs, selon des données autodéclarées | 69,4 % | ESCC (2017) |
| | % des personnes de 18 à 79 ans qui suivent les directives en matière d'activité physique en pratiquant au moins 150 minutes d'activité physique d'intensité modérée à élevée chaque semaine, en séances de 10 minutes ou plus | 16,4 % | ECMS (2016-2017) |
| Consommation de substances | % de la population dont la consommation déclarée d'alcool respecte les lignes directrices sur la consommation d'alcool à faible risque | | ECTAD (2017) |
| Spiritualité | % de la population ayant déclaré que les croyances religieuses ou spirituelles sont « très importantes » ou « importantes » dans leur vie quotidienne | 62,7 % | ESCC – Santé mentale (2012) |
| DÉTERMINANTS FAMILIAUX | | | |
| Relations familiales | En cours d'élaboration | | |
| État de santé de la famille et consommation de substances des membres de la famille | % de la population ayant au moins un membre de leur famille qui a des problèmes concernant ses émotions, sa santé mentale ou sa consommation d'alcool ou de drogues | 39,8 % | ESCC – Santé mentale (2012) |
| | % de la population ayant au moins un membre de leur famille qui a des problèmes concernant ses émotions, sa santé mentale ou sa consommation d'alcool ou de drogues et déclarant que les problèmes de ce membre de la famille affectent « beaucoup » ou « assez » leur vie | 35,6 % | ESCC – Santé mentale (2012) |
| Composition du ménage | % de la population vivant avec un conjoint ou un partenaire | 70,5 % | ESCC (2017) |
| | % de la population vivant dans un ménage monoparental | 8,8 % | ESCC (2017) |
| | % de la population vivant seule | 16,1 % | ESCC (2017) |
| Revenu du ménage | % de la population canadienne totale, de tous les âges, vivant sous le seuil de faible revenu après | 8,8 % | EDTR (2011) |

Suite à la page suivante

| GROUPE D'INDICATEURS | MESURE(S) LIÉE(S) À L'INDICATEUR | DONNÉES LES PLUS RÉCENTES | SOURCE DE DONNÉES (ANNÉE) | | |
|-----------------------------------|--|---------------------------------|----------------------------------|--|--|
| DÉTERMINANTS COMMUNA | UTAIRES | | | | |
| Implication communautaire | % de la population membre de (ou participant à) au moins un organisme, un groupe, une association ou un club récréatif ou professionnel | 63,4 % | ESG – Identité sociale (2013) | | |
| Réseaux sociaux | % de la population ayant déclaré n'avoir aucun ami ou membre de la famille dont elle soit proche | | ESG – Identité sociale (2013) | | |
| | % de la population ayant déclaré avoir 1 à 5 amis ou membres de la famille dont elle soit proche | 57,1 % | ESG – Identité sociale (2013) | | |
| | % de la population ayant déclaré avoir au moins 6 amis ou membres de la famille dont elle soit proche | 36,8 % | ESG – Identité sociale (2013) | | |
| Soutien social | % de la population ayant déclaré une perception élevée du soutien social reçu | 94,2 % | ESCC – Santé mentale (2012) | | |
| Environnement de travail | % des salariés de 18 à 75 ans vivant un niveau de stress élevé au travail | | ESCC – Santé mentale (2012) | | |
| Environnement social du quartier | % de la population ayant déclaré vivre dans un quartier où les gens s'entraident | | ESG – Victimisation (2014) | | |
| | % de la population ayant déclaré que le désordre social dans leur quartier est un « très gros problème » ou un « assez gros problème » | 5,3 % | ESG – Victimisation (2014) | | |
| Environnement bâti du quartier | En cours d'élaboration | | | | |
| DÉTERMINANTS SOCIAUX | | | | | |
| Inégalité | En cours d'élaboration | | | | |
| Discrimination et stigmatisation | % de la population ayant subi un traitement injuste au moins une fois au cours des cinq années précédentes en raison, entre autres, de leur sexe, race, âge ou apparence | 11,5 % | ESG – Victimisation (2014) | | |
| | % de la population atteinte d'un problème de santé mentale déclarant avoir été affectée par des opinions négatives ou un traitement injuste en raison de ce problème | 21,0 % | ESCC – Santé mentale (2012) | | |
| Participation politique | % des électeurs inscrits ayant voté aux élections fédérales de 2015 68,3 % | | | | |

Abréviations: ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; ECTAD, Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues; EDTR, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; ESG, Enquête sociale générale.

Remarque: « En cours d'élaboration » s'applique aux indicateurs dont la source de données est actuellement indisponible et à ceux pour lesquels d'autres recherches sont nécessaires afin d'en déterminer une mesure et une source de données satisfaisantes.

Citation suggérée : Agence de la santé publique du Canada, Centre de surveillance et de recherche appliquée. Aperçu — Mise à jour sur la santé mentale positive chez les adultes au Canada, Statistiques rapides, adultes (18 ans et plus), Canada, édition 2019. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2020.

 $Si\ vous\ avez\ des\ questions\ ou\ des\ commentaires,\ veuillez\ communiquer\ avec\ nous\ \grave{a}\ l'adresse\ suivante: phac.infobase.aspc@canada.ca$

TABLEAU 2 Rapports de cotes ajustés des résultats en matière de santé mentale positive, adultes (18 ans et plus), Canada, 2015 et 2017

| Variable | SMAE ^a | Bonheur ^b | Satisfaction à l'égard de la vie ^b | Bien-être psychologique ^b | Bien-être social ^a |
|--|--------------------|----------------------|--|---|-------------------------------|
| | RCa (IC à 95 %) | RCa (IC à 95 %) | RCa (IC à 95 %) | RCa (IC à 95 %) | RCa (IC à 95 %) |
| Sexe | | | | | |
| Femmes | Réf. | Réf. | | | Réf. |
| Hommes | 1,18 (1,11 à 1,26) | 0,95 (0,86 à 1,04) | 0,98 (0,89 à 1,09) | 1,05 (0,98 à 1,14) | 0,95 (0,89 à 1,02) |
| Âge | | | | | |
| 18 à 24 ans | 0,85 (0,74 à 0,97) | 1,40 (1,16 à 1,70) | 1,07 (0,89 à 1,28) | 0,84 (0,73 à 0,96) | 0,94 (0,82 à 1,07) |
| 25 à 44 ans | 1,00 (0,92 à 1,09) | 1,31 (1,16 à 1,49) | 1,04 (0,91 à 1,18) | 0,97 (0,88 à 1,08) | 0,87 (0,80 à 0,94) |
| 45 à 64 ans | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| 65 ans+ | 1,32 (1,22 à 1,44) | 1,61 (1,42 à 1,83) | 1,88 (1,62 à 2,18) | 1,34 (1,20 à 1,50) | 1,67 (1,54 à 1,82) |
| Suffisance du revenu du ménage | | | | | |
| Q1 (faible) | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Q2 | 1,29 (1,17 à 1,42) | 1,34 (1,15 à 1,56) | 1,30 (1,11 à 1,52) | 1,04 (0,91 à 1,18) | 1,13 (1,01 à 1,25) |
| Q3 | 1,56 (1,41 à 1,72) | 1,96 (1,68 à 2,28) | 2,09 (1,78 à 2,45) | 1,17 (1,03 à 1,32) | 1,29 (1,15 à 1,43) |
| Q4 | 1,81 (1,62 à 2,01) | 2,19 (1,88 à 2,55) | 2,34 (1,98 à 2,77) | 1,42 (1,25 à 1,61) | 1,28 (1,15 à 1,42) |
| Q5 (élevée) | 2,28 (2,05 à 2,54) | 2,67 (2,29 à 3,11) | 3,07 (2,60 à 3,63) | 1,60 (1,40 à 1,82) | 1,31 (1,17 à 1,46) |
| Niveau de scolarité le plus élevé (mén | nage) | | | | |
| Études secondaires non terminées | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Diplôme d'études secondaires | 1,35 (1,19 à 1,53) | 1,23 (1,03 à 1,47) | 0,96 (0,81 à 1,14) | 1,03 (0,89 à 1,21) | 0,96 (0,83,1,10) |
| Diplôme d'études postsecon- daires | 1,75 (1,57 à 1,95) | 1,37 (1,16 à 1,63) | 1,24 (1,06 à 1,46) | 1,11 (0,96 à 1,28) | 1,09 (0,97 à 1,23) |
| Province | | | | | |
| Colombie-Britannique | 0,96 (0,83 à 1,11) | 1,34 (1,08 à 1,65) | 0,96 (0,75 à 1,22) | 0,93 (0,76 à 1,13) | 1,02 (0,87 à 1,20) |
| Alberta | 1,00 (0,87 à 1,16) | 1,26 (1,02 à 1,56) | 1,07 (0,85 à 1,34) | 1,02 (0,85 à 1,24) | 0,92 (0,78 à 1,08) |
| Saskatchewan | 0,97 (0,81 à 1,17) | 1,41 (1,07 à 1,87) | 1,43 (1,03 à 1,97) | 0,96 (0,77 à 1,20) | 1,21 (0,99 à 1,48) |
| Manitoba | 1,09 (0,91 à 1,31) | 1,25 (0,98 à 1,61) | 1,23 (0,91 à 1,65) | 1,02 (0,82 à 1,27) | 1,13 (0,94 à 1,36) |
| Ontario | 1,04 (0,91 à 1,18) | 1,29 (1,06 à 1,58) | 1,19 (0,95 à 1,49) | 0,95 (0,79 à 1,14) | 1,04 (0,89 à 1,21) |
| Québec | 1,42 (1,24 à 1,62) | 1,37 (1,12 à 1,68) | 1,57 (1,25 à 1,97) | 0,89 (0,75 à 1,07) | 0,69 (0,59 à 0,80) |
| Nouveau-Brunswick | 1,03 (0,85 à 1,24) | 1,44 (1,08 à 1,92) | 1,24 (0,92 à 1,68) | 1,08 (0,86 à 1,37) | 1,37 (1,10 à 1,70) |
| Nouvelle-Écosse | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Île-du-Prince-Édouard | 1,05 (0,85 à 1,31) | 1,68 (1,20 à 2,36) | 1,68 (1,17 à 2,40) | 1,59 (1,21 à 2,09) | 1,34 (1,06 à 1,70) |
| Terre-Neuve-et-Labrador | 1,22 (1,01 à 1,48) | 1,18 (0,91 à 1,54) | 1,27 (0,94 à 1,71) | 1,41 (1,11 à 1,78) | 1,50 (1,20 à 1,87) |
| Milieu de résidence | | | | | |
| Rural | 1,01 (0,94 à 1,08) | 1,26 (1,14 à 1,40) | 1,26 (1,12 à 1,41) | 1,10 (1,01 à 1,20) | 1,11 (1,03 à 1,19) |
| Urbain | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |
| Immigrant | | | | | |
| Oui | 1,39 (1,27 à 1,51) | 0,76 (0,66 à 0,86) | 0,91 (0,79 à 1,06) | 1,02 (0,91 à 1,15) | 1,34 (1,22 à 1,48) |
| Non | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. | Réf. |

Abréviations : IC, intervalle de confiance; Q, quintile; RCa, rapport de cotes ajusté; Réf., groupe de référence; SMAE, santé mentale autoévaluée.

Remarque: Modèles logistiques ajustés en fonction du sexe, de l'âge, de la province, du milieu de résidence (rural/urbain), du niveau de scolarité, du revenu du ménage et du statut vis-à-vis de l'immigration.

^a Toutes ces estimations sont tirées des données de l'ESCC de 2017.

^b Toutes ces estimations sont tirées des données de l'ESCC de 2015.

Remerciements à nos évaluateurs de 2019

Nous tenons à remercier les personnes suivantes pour leur contribution inestimable en tant qu'évaluateurs pour la revue *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada* en 2019. Leur expertise contribue grandement à la qualité de notre revue et à la diffusion des nouvelles connaissances auprès de la communauté scientifique, au Canada comme à l'échelle internationale.

Peg Allen Jeff Housman Leon Nshimyumukiza

Brittany Barker Patricia Huston Maulik Baxi Geoff Hynes Kathy L. Belton Pamela Kaufman Nicholas Birkett Soyeon Kim Sarah Bowen Nathan King Randall Boyes Hans Krueger Yvonne Laird Annie Bronsard Alexandra Butler Stephanie Lake Russ Callaghan Steven Lam Allana LeBlanc Elisabetta Camussi Andrée-Anne Ledoux Sarah Carsley Neil E. Collishaw Mario Lintz

Jermaine Dambi Emily Lowthian
Isabelle Doré Marjorie MacDonald
Christopher Ellison Alison Macpherson
Peter Gates Molly Sweeney Magee

Amélie Gauthier-Beaupré Gina Martin

Mélissa Généreux André McDonald Naomi Gibbs Jennifer Ann McGetrick

Gary Goldfield Leia Minaker
Maritia Gully Olivia Moir
Brian D. Gushulak Ryan Ng
Naomi Hamm Stephanie Nishi

Gregory W. Heath Jon Noel

Billie Jane Hermosura Patrick Norman

Hee Young Paik William Pickett Thomas W. Piggott Abbey Poirier Jason D. Pole Jane Y. Polsky Hudson Reddon Justine Renard Yibing Ruan Susan Rudy Robert Schwartz Nicole Shaver Adam Sherk Richard Stanwick Anne Mari Steigen Tamara Thompson Kate Vallance

Jenna van Draanen Lydi-Anne Vézina-Im

Jeannette Waegemakers Schiff

Ashley Wettlaufer Elizabeth Wright Rongxiu Wu

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.

Campeau A, Tonmyr L, Gulbransen E, Hébert M, **McFaull S, Skinner R**. Sentinel surveillance of child maltreatment cases presenting to Canadian emergency departments. BMC Pediatr. 2019;19:393. doi:10.1186/s12887-019-1788-9.

Farrah K, Young K, Tunis MC, Zhao L. Risk of bias tools in systematic reviews of health interventions: an analysis of PROSPERO-registered protocols. Syst Rev. 2019;8:280. doi:10.1186/s13643-019-1172-8.

Nithiyanantham SF, **Badawi A.** Maternal infection with Zika virus and prevalence of congenital disorders in infants: systematic review and meta-analysis. Can J Public Health. 2019;110(5):638-648. doi:10.17269/s41997-019-00215-2.

Paul JA, Chateau J, Green C, et al. Evaluating the Manitoba Infant Feeding Database: a Canadian infant feeding surveillance system. Can J Public Health. 25 avril 2019;110(5):649-656. doi:10.17269/s41997-019-00211-6.

Saini M, Roche S, Papadopoulos A, [...] **Edge VL**, et al. Promoting Inuit health through a participatory whiteboard video. Can J Public Health. 2019. doi:10.17269/s41997-019-00189-1.

Shi Y, Joyce C, Wall R, Orpana H, Bancej C. A life satisfaction approach to valuing the impact of health behaviours on subjective well-being. BMC Public Health. 2019;19:1547. doi:10.1186/s12889-019-7896-5.

Srugo SA, de Groh M, Jiang Y, Morrison HI, et al. Assessing the impact of school-based greenness on mental health among adolescent students in Ontario, Canada. Int J Environ Res Public Health. 2019;16(22):4364. doi:10.3390/ijerph16224364.