

Recherche quantitative originale

Remédier à la crise des opioïdes au Canada : une analyse longitudinale de la corrélation entre le statut socioéconomique et les taux de décès, d'hospitalisations et de visites à l'urgence liés aux opioïdes dans la population (2000-2017)

Mhd. Wasem Alsabbagh, Ph. D. (1); Martin Cooke, Ph. D. (1, 2); Susan J. Elliott, Ph. D. (3); Feng Chang, Pharm. D. (1); Noor-Ul-Huda Shah, M. Sc. (1); Marco Ghobrial, Pharm. D. (1)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction. La présence de grandes inégalités de revenu et l'augmentation des méfaits liés aux opioïdes dans l'ensemble du Canada invitent à se poser la question du rôle du statut socioéconomique (SSE) dans la crise des opioïdes. Seules quelques études ont analysé cette association, et la plupart d'entre elles s'y sont intéressées à l'échelle provinciale. Cette étude porte sur le lien entre les résultats en matière de santé liés aux opioïdes et le SSE et elle mesure les changements au fil du temps des ratios entre divers taux.

Méthodologie. L'équipe de recherche s'est servie de bases de données administratives pour répertorier les décès, les hospitalisations et les visites à l'urgence liés aux opioïdes entre 2000 et 2017. Le code postal des patients a été apparié au quintile du revenu médian des ménages selon la région de tri d'acheminement. L'équipe a calculé les taux bruts et les taux ajustés en fonction de l'âge et du sexe pour chaque quintile, ainsi que le ratio ajusté des taux annuels moyens entre le quintile le plus bas et le quintile le plus élevé. Une régression linéaire a permis d'évaluer la signification statistique de l'évolution des ratios pour tous les résultats.

Résultats. Les données ont révélé un gradient en escalier sur l'ensemble des quintiles de revenu pour les résultats relatifs aux opioïdes. Le ratio des taux annuels moyens entre le quintile le plus bas et le quintile le plus élevé a été de 3,8 pour les décès, de 4,3 pour les hospitalisations et de 4,9 pour les visites à l'urgence. Ces ratios sont demeurés généralement stables et constants tout au long de la période visée par l'étude, et ce, même si l'écart en matière de décès liés aux opioïdes entre les différents SSE a diminué graduellement ($p < 0,01$).

Conclusion. On observe une corrélation étroite entre le quintile de revenu d'une zone et les résultats relatifs aux opioïdes associés. Il est probable que certains facteurs psychosociaux (stress, chômage, précarité de logement), généralement davantage présents dans les zones à faible SSE, jouent un rôle considérable dans la crise des opioïdes. Les politiques en matière de santé devraient tenir compte de ces facteurs, de façon à proposer des solutions efficaces.

Mots-clés : *analgésique, opioïde, mortalité, hospitalisation, service d'urgence, hôpital, classe sociale, dépendance aux opiacés, revenu, temps*

Points saillants

- Le statut socioéconomique (SSE) pourrait être un facteur important influençant les résultats liés aux opioïdes.
- Jusqu'à maintenant, seules quelques études ont été menées sur cette association.
- Nous nous sommes servis de bases de données administratives pour étudier le lien entre le SSE (mesuré par le quintile de revenu de la zone de résidence) et les décès, les hospitalisations et les visites à l'urgence liés aux opioïdes.
- Nous avons observé un gradient socioéconomique pour tous les résultats relatifs aux opioïdes. Le ratio des taux entre le quintile de revenu le plus bas et le quintile de revenu le plus élevé était d'environ 4 pour les décès et les hospitalisations et d'environ 5 pour les visites à l'urgence.
- Le ratio des taux entre le quintile de revenu le plus bas et le quintile de revenu le plus élevé est demeuré généralement stable et constant au fil du temps. Le ratio des taux de décès a quant à lui présenté une tendance à la baisse.

Rattachement des auteurs :

1. Université de Waterloo, Faculté des sciences, École de pharmacie, Waterloo (Ontario), Canada
2. Université de Waterloo, Faculté des sciences de la santé appliquées, École de santé publique, Waterloo (Ontario), Canada
3. Université de Waterloo, Faculté des sciences, Département de géographie et d'études environnementales, Waterloo (Ontario), Canada

Correspondance : Mhd. Wasem Alsabbagh, Université de Waterloo, Faculté des sciences, École de pharmacie, 10A, Victoria Street South, Kitchener (Ontario) N2G 1C5; tél. : 519-888-4567, poste 21382; courriel : wasem.alsabbagh@uwaterloo.ca.

Introduction

Le Canada a connu une hausse importante de la mortalité et de la morbidité liées aux opioïdes¹, faisant de la crise des opioïdes un enjeu prioritaire en matière de santé publique^{2,3}. L'incidence des méfaits attribuables aux opioïdes continue d'augmenter^{4,5}. Par exemple, le taux d'hospitalisation pour des intoxications aux opioïdes a augmenté de plus de 50 % sur dix ans au Canada (2007-2017)⁶ et on a observé une hausse de plus de 100 % du taux de visites à l'urgence liées aux opioïdes en Alberta et en Ontario entre 2012 et 2017⁶. De nombreux facteurs ont une incidence sur les effets indésirables liés à la consommation d'opioïdes et ils se répercutent chez les patients de manières diverses⁷.

La position socioéconomique d'une personne constitue un facteur potentiel important pour comprendre les méfaits associés aux opioïdes. Qu'elle soit exprimée par le statut socioéconomique (SSE), par la classe sociale ou simplement par les revenus ou la richesse, la position d'une personne dans la hiérarchie sociale aurait une incidence considérable sur les méfaits liés aux opioïdes^{8,9}. Une transition s'est amorcée dans les sciences de la santé depuis le milieu des années 1990, passant d'une orientation reposant sur les aspects biomédicaux et cliniques à une approche axée sur la santé des populations (« la santé en tant que science sociale »)¹⁰. Selon cette perspective, la relation entre la position sociale d'une personne et ses comportements devrait être prise en compte dans l'analyse des méfaits associés aux opioïdes^{1,7,11}.

Le SSE est un concept complexe rendant compte de la position d'une personne au sein d'une hiérarchie sociale. Il est souvent exprimé par le revenu, le niveau de scolarité et le statut professionnel^{12,13}. Le SSE reflète généralement les conditions sociales et matérielles d'une personne ainsi que ses ressources sociales et économiques, à la fois actuelles et passées¹⁴. On peut ainsi considérer que les « choix » de vie d'une personne, par exemple la consommation de substances, ne sont pas simplement la conséquence de décisions rationnelles et de son pouvoir d'agir mais sont plutôt influencés par ses expériences antérieures (famille, quartier, scolarité et divers événements survenus plus tôt dans sa vie) et par les ressources matérielles et sociales dont elle dispose et

qui sont aptes à l'aider à surmonter les obstacles qu'elle rencontre. Par ailleurs, le SSE a souvent une répartition spatiale différenciée, les personnes et les familles au SSE le plus bas ayant tendance à vivre dans des secteurs où l'accès aux ressources est restreint^{15,16}.

De plus en plus d'études font état de liens entre le SSE et les méfaits liés aux opioïdes⁷. Plusieurs études aux États-Unis ont porté sur ce lien¹⁷⁻¹⁹, mais on compte peu d'études sur ce thème à l'échelle nationale au Canada. Carrière et ses collaborateurs ont analysé les hospitalisations pour intoxication aux opioïdes au Canada (excluant le Québec) entre 2011 et 2016 en jumelant les données de l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM) de 2011 et les hospitalisations²⁰. Un revenu plus faible, un niveau de scolarité plus faible, le chômage et l'identité autochtone ont été associés à un taux plus élevé d'hospitalisations liées aux opioïdes (ratio de taux de 3,9 entre le quintile de revenu le plus élevé et le quintile de revenu le plus bas; intervalle de confiance [IC] à 95 % : 3,4 à 4,6)²⁰. Outre ses limites du fait d'une validité discutable des données sur le revenu de l'ENM en raison de changements apportés à la méthodologie de recensement en 2011²¹, cette étude a porté uniquement sur les hospitalisations pour intoxication aux opioïdes à un moment précis. De plus, elle n'a pas estimé la présence du trouble de l'usage des opiacés, défini par l'American Psychiatric Association comme un « mode d'usage problématique des opiacés (prescrits et illicites) conduisant à des problèmes ou à une souffrance »²², p. 641, dont le diagnostic s'accompagne de plusieurs critères comme la dose consommée, l'envie incontrôlable de consommer, les effets de la consommation sur le travail ou l'école, la consommation dans des situations dangereuses et le sevrage sur une période de 12 mois^{23,24}.

Des études canadiennes ont analysé le lien entre le SSE et les résultats relatifs aux opioïdes à l'aide de bases de données provinciales²⁵. Ces études ont révélé qu'en Colombie-Britannique, un faible SSE (exprimé par le quintile de défavorisation le plus élevé) est associé à une plus grande réduction de l'espérance de vie à la naissance, qui s'explique par des raisons relatives aux surdoses^{26,27}. Selon une étude réalisée en Ontario, les ratios de prévalence de la morbidité liée aux opioïdes étaient de deux à trois fois plus élevés dans les secteurs appartenant au quintile

inférieur que dans les zones appartenant au quintile supérieur²⁸. Ce résultat s'explique probablement par un taux plus élevé de prescription d'opioïdes dans ces secteurs et par le fait que la population qui y vit cherche moins à obtenir des soins.

Bien que de telles études puissent nous éclairer sur les tendances provinciales, elles sont insuffisantes pour brosser un tableau national. Toutes les provinces canadiennes sont touchées par la crise des opioïdes²⁹ et comprendre le lien entre cette crise et le SSE sera essentiel à la construction de politiques de prévention, de réduction des méfaits et de traitement à l'échelle nationale efficaces. Il est également important de comprendre l'évolution de cette relation au fur et à mesure que la crise progresse³⁰.

L'objectif de cette étude a donc été d'analyser le lien entre les taux de certains résultats relatifs aux opioïdes et le SSE de différentes zones ainsi que de suivre l'évolution de ces tendances à l'échelle nationale.

Méthodologie

Notre étude observationnelle rétrospective a été réalisée au moyen de données recueillies au Canada entre 2000 et 2017. Nous en avons déjà expliqué la méthodologie précédemment²⁹. Nous avons utilisé des bases de données administratives nationales pour dresser un portrait exhaustif de toutes les statistiques de l'état civil et des consultations du système de soins de santé universel au Canada³¹. Nous avons accédé aux données les plus complètes disponibles pour les provinces et territoires canadiens, à la fois pour les décès (ensemble du Canada pour 2000-2012 et Canada sauf le Québec pour 2013-2017), les hospitalisations (Canada sauf le Québec pour 2000-2012) et les visites à l'urgence (Ontario pour 2002-2008 et Ontario-Alberta combinés pour 2009-2012) ([annexe 1](#); en anglais seulement).

Sources des données

Décès liés aux opioïdes

Nous avons utilisé la Base canadienne de données sur les décès de la Statistique de l'état civil (BCDECD) pour consulter les données sur les décès liés aux opioïdes entre le 1^{er} janvier 2000 et le 31 décembre 2017. Il s'agit d'une base de données administratives qui répertorie tous les

décès au Canada en fournissant des caractéristiques personnelles (âge, sexe et code postal de la résidence) et médicales de la personne décédée. La cause principale du décès et les causes additionnelles sont codées selon la dixième révision de la Classification internationale des maladies (CIM-10). Des restrictions techniques font que les données sur les décès liés aux opioïdes n'étaient pas disponibles après 2012 pour le Québec et ne sont donc pas intégrées dans les calculs de la moyenne ou du taux annuel²⁹. Nous avons cependant inclus les données du Québec dans l'analyse du taux annuel pour 2000 à 2012.

Hospitalisations liées aux opioïdes

La Base de données sur les congés des patients (BDGP) contient des renseignements détaillés sur chaque épisode d'hospitalisation au Canada (sauf au Québec). Elle renferme des données personnelles (âge, sexe et trois premiers caractères du code postal de la zone de résidence) et des renseignements cliniques sur les patients. Les diagnostics sont codés selon la neuvième révision de la CIM (CIM-9) et la CIM-10. Jusqu'à 25 diagnostics peuvent être inscrits. Le premier diagnostic est le diagnostic « principal », les autres correspondant à des maladies concomitantes³². Les hospitalisations sont compilées par exercice financier, soit du 1^{er} avril d'une année au 31 mars de la suivante. Dans le cadre de notre étude, les données étaient disponibles pour 2000-2001 à 2012-2013.

Visites à l'urgence liées aux opioïdes

Le Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA) contient des données précises sur chaque visite à l'urgence dans un établissement de l'Ontario (à partir de 2002-2003) et de l'Alberta (à partir de 2010-2011). Le SNISA renferme également des données personnelles et cliniques. Certains établissements situés dans d'autres provinces transmettent des données au SNISA, mais seuls l'Ontario et l'Alberta transmettent les données de tous leurs établissements³³. Les données disponibles pour notre étude allaient de 2002-2003 à 2012-2013. Nous avons inclus tous les cas de l'Ontario dans les taux annuels et les taux annuels moyens. Nous avons aussi combiné les taux annuels de l'Ontario et de l'Alberta à partir de 2010-2011.

Estimations de la population et du SSE

Les estimations de la population et du SSE ont été produites au moyen des données du recensement. Chaque année de la

période d'étude a été associée à une estimation de la population du secteur où résidait le patient en fonction de la région de tri d'acheminement (RTA) de son domicile ([annexe 2](#)). Une RTA est une unité géographique relativement petite définie par les trois premiers caractères du code postal. Dans les zones urbaines, une RTA couvre en général environ 200 pâtés de maisons d'une grande agglomération ou l'ensemble d'une ville de taille moyenne. Dans les zones rurales, les RTA correspondent généralement à des régions plus vastes³⁴.

Le SSE a été estimé à partir du revenu annuel brut total médian des ménages de la RTA. Les indicateurs établis au niveau agrégé constituent les mesures du SSE les plus utilisées dans la recherche en santé³⁵, et le recours aux RTA a permis d'observer des différences locales dans les décès liés aux opioïdes avec un niveau élevé de granularité tout en protégeant la confidentialité des patients. Les RTA ont été classées en fonction des quintiles de revenu médian des ménages dans les provinces. En raison de changements apportés au recensement de 2011²¹, les données sur le revenu pour cette année ne sont sans doute pas fiables pour les petites régions. Nous avons donc utilisé les données sur le revenu issues du recensement de 2006 ([annexe 2](#)). Pour calculer les taux de décès annuels moyens pour l'ensemble de la période d'étude, nous avons utilisé les estimations de la population et du revenu provenant du recensement de 2016. Pour calculer les taux annuels moyens d'hospitalisations et de visites à l'urgence, nous nous sommes servis des estimations de la population de 2016 et des estimations du revenu de 2006.

Mesures

Décès liés aux opioïdes

Pour compiler les cas de décès liés aux opioïdes, nous avons utilisé l'algorithme modifié des Centers for Disease Control and Prevention et nous avons ajouté l'héroïne aux entités retenues²⁹. Grâce à cet algorithme, on peut repérer les décès ayant comme cause sous-jacente une intoxication à un médicament avec comme condition qu'un opioïde ou une entité liée aux opioïdes figure parmi les codes relatifs aux causes multiples de décès³⁶. Les codes de la CIM pour la classification des décès liés aux opioïdes sont énumérés dans l'[annexe 3](#). La sensibilité a

été estimée à 75 % et la valeur prédictive positive à 90 % pour cet algorithme³⁶.

Hospitalisations et visites à l'urgence liées aux opioïdes

Nous avons utilisé un algorithme de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) pour répertorier les hospitalisations et les visites à l'urgence liées aux opioïdes, que ce soient celles qui se rapportent à une intoxication aux opioïdes ou celles relatives à un trouble lié à la consommation d'opioïdes³⁷. Nous nous sommes également servis des codes de la CIM-9 pour compiler les hospitalisations qui ont eu lieu avant la mise en œuvre complète de la CIM-10 au Canada ([annexe 4](#))¹⁷. La sensibilité de l'algorithme a été de 75 % et sa valeur prédictive positive d'environ 80 %³⁸. Nous avons tenu compte de tous les champs associés au diagnostic qui ont contribué de façon significative à la durée de l'hospitalisation ou à la visite à l'urgence³⁷.

Analyse des données

Nous avons couplé les cas de décès, d'hospitalisations et de visites à l'urgence aux estimations de population et au quintile de revenu de la RTA selon l'année de recensement applicable. Nous avons exclu les cas pour lesquels il manquait le code postal et les cas survenus dans des RTA pour lesquelles aucun quintile de revenu n'était attribuable ou pour lesquelles le revenu médian avait été supprimé par Statistique Canada pour des raisons de confidentialité. Nous avons calculé les taux annuels bruts de décès, d'hospitalisations et de visites à l'urgence liés aux opioïdes pour chaque quintile de revenu en additionnant tous les cas d'une année et en divisant la somme obtenue par la population estimée. Pour le calcul des taux annuels moyens, le numérateur était la somme des cas survenus au cours de la période à l'étude, tandis que le dénominateur (estimation de la population pour l'année de recensement 2016) a été multiplié par le nombre d'années de suivi. Nous avons ajusté tous les taux par standardisation directe pour tenir compte des différences d'âge et de sexe entre les quintiles de revenu³⁹. Conformément à la méthodologie employée par l'ICIS³⁷, nous avons utilisé la population canadienne du recensement de 2011 comme population de référence⁴⁰, répartie par tranches d'âge de cinq ans.

Nous avons calculé les ratios des taux annuels moyens de décès, d'hospitalisations et de visites à l'urgence ajustés selon l'âge et le sexe en divisant le taux de chaque quintile de revenu par le taux du quintile le plus élevé. Les IC à 95 % pour les rapports de taux ont été calculés selon la méthode suggérée par Newman⁴¹. Nous avons utilisé les quintiles de revenu le plus bas et le plus élevé pour le calcul des ratios des taux annuels. Nous avons représenté graphiquement les ratios des taux de mortalité, d'hospitalisations et de visites à l'urgence pour les années à l'étude. La signification de la pente a été déterminée par l'estimation d'une régression linéaire entre l'année et le ratio des taux. Un niveau de signification de 5 % a été utilisé pour tous les tests statistiques.

Cette étude a reçu l'approbation du Bureau d'éthique de la recherche de l'Université de Waterloo (ORE n° 41558). Nous avons accédé aux données par l'entremise du Centre de données de recherche du Sud-Ouest de l'Ontario (CDR-SOO). Les analyses ont été réalisées au moyen de la version 9.4 du logiciel SAS (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis). Le nombre de cas et les taux bruts ont été arrondis, conformément aux règles de confidentialité de Statistique Canada, mais nous avons utilisé les chiffres non arrondis pour le calcul des taux et des ratios de taux ajustés.

Résultats

Les taux annuels moyens ont été calculés à partir des 19 560 décès, des 82 125 hospitalisations et des 71 055 visites à l'urgence recensés. Sur ce total, respectivement 96,4 %, 94,5 % et 100 % des cas ont été jumelés à une RTA associée à un quintile de revenu estimé. Le taux de réussite du jumelage s'est révélé plus élevé pour les taux annuels bruts, soit 99,4 % pour les décès 98,9 % pour les hospitalisations et 100 % pour les visites à l'urgence.

Le taux annuel moyen brut de décès liés aux opioïdes variait entre 17,9 cas par million d'habitants pour le quintile de revenu le plus élevé et 69,0 cas par million d'habitants pour le quintile de revenu le plus bas. Les taux ajustés, quant à eux, variaient entre 18,6 cas par million d'habitants pour le quintile de revenu le plus élevé et 72,1 pour le quintile de revenu le plus bas (tableau 1). Le ratio des taux entre le quintile de revenu le plus bas

TABEAU 1
Taux annuel moyen de décès^a liés aux opioïdes par million d'habitants au Canada (sauf au Québec) selon le quintile de revenu de la région de tri d'acheminement, 2000 à 2017

Quintile de revenu de la RTA	Nombre de décès	Population ^b	Taux annuel moyen brut	Taux moyen ajusté selon l'âge et le sexe	Ratio des taux ajustés ^c	IC à 95 %
1 (le plus élevé)	1 585	4 923 280	17,9	18,9	1,0 (référence)	
2	2 325	5 115 515	25,3	26,4	1,4	1,3 à 1,5
3	4 035	6 070 270	36,9	38,5	2,0	1,9 à 2,2
4	4 960	6 086 520	45,3	48,2	2,6	2,4 à 2,7
5 (le plus bas)	5 955	4 792 290	69,0	72,1	3,8	3,6 à 4,0

Abbreviations : IC, intervalle de confiance; RTA, région de tri d'acheminement.

^a Données de la Base canadienne de données sur les décès de la Statistique de l'état civil (BCDECD).

^b Les estimations de la population sont tirées des données du recensement.

^c Les ratios des taux sont fondés sur les taux en fonction des quintiles de revenu des ménages des régions.

et le quintile de revenu le plus élevé était donc de 3,8 (IC à 95 % : 3,6 à 4,0).

Les taux annuels moyens bruts d'hospitalisations liées aux opioïdes variaient entre 91,2 hospitalisations par million d'habitants pour le quintile le plus élevé et 402,8 hospitalisations par million d'habitants pour le quintile le plus bas (tableau 2). Les taux ajustés allaient de 96,5 cas par million d'habitants pour le quintile de revenu le plus élevé à 413,2 pour le quintile de revenu le plus bas. Le ratio des taux entre le quintile de revenu le plus bas et le quintile de revenu le plus élevé était de 4,3 (4,2 à 4,4). Pour les visites à l'urgence, le taux annuel moyen brut et le taux annuel moyen ajusté variaient entre respectivement 165,8 et 175,4 visites par million d'habitants dans le quintile le plus élevé et 842,1 et 861,6 visites par million d'habitants dans le quintile le plus bas (tableau 3). On a donc observé un rapport de taux plus marqué, de 4,9 (4,8 à 5,1), pour le taux annuel moyen de visites à l'urgence au cours de la période à l'étude.

L'observation de l'évolution du ratio des taux entre le quintile de revenu le plus bas et le quintile de revenu le plus élevé a permis de relever que le quintile le plus bas affichait constamment des taux supérieurs de décès, d'hospitalisations et de visites à l'urgence liés aux opioïdes ([annexes 5 à 9](#)). Dans le même temps, l'inégalité liée au revenu dans les taux de décès associés aux opioïdes a diminué entre 2000 et 2017 (figure 1A). Nous avons estimé la pente de la tendance temporelle linéaire à $-0,13$ ($p < 0,01$). Lorsque l'analyse a été restreinte aux années 2000 à 2012 dans

l'ensemble du Canada (figure 1B), la pente a été moins prononcée ($-0,10$), mais est demeurée significative ($p = 0,01$).

À l'inverse, l'inégalité liée au revenu dans les taux d'hospitalisations associées aux opioïdes n'a pas changé de façon significative entre 2000-2001 et 2012-2013, avec une pente estimée de 0,01 ($p = 0,08$) (figure 2). Enfin, on ne note aucun changement significatif entre 2002-2003 et 2012-2013 en ce qui concerne l'inégalité dans les taux de visites à l'urgence liées aux opioïdes; la pente de la tendance étant de 0,03 ($p = 0,50$) (figure 3).

Analyse

Cette étude a exploré les liens entre le SSE, représenté par le quintile de revenu de la zone de résidence, et les méfaits provoqués par la consommation d'opioïdes au Canada entre 2000 et 2017 pour les décès, entre 2000-2001 et 2012-2013 pour les hospitalisations et entre 2002-2003 et 2012-2013 pour les visites à l'urgence. On a pu observer la présence d'un gradient en escalier pour tous les résultats liés aux opioïdes, du quintile de revenu le plus élevé au quintile de revenu le plus bas. Les ratios des taux annuels moyens entre le quintile le plus bas et le quintile le plus élevé étaient de 3,8 pour les décès, de 4,3 pour les hospitalisations et de 4,9 pour les visites à l'urgence. Ce gradient est demeuré de manière générale stable et constant pendant la période à l'étude. Cependant, les inégalités en matière de taux de décès ont semblé se réduire graduellement entre 2000 et 2017.

TABEAU 2
Taux annuel moyen d'hospitalisations^a liées aux opioïdes par million d'habitants au Canada (sauf au Québec) selon le quintile de revenu de la région de tri d'acheminement entre 2000-2001^b et 2012-2013^b

Quintile de revenu de la RTA	Nombre d'hospitalisations	Population ^c	Taux annuel moyen brut	Taux moyen ajusté selon l'âge et le sexe	Ratio des taux ajustés ^d	IC à 95 %
1 (le plus élevé)	4 520	4 923 280	91,2	96,5	1,0 (référence)	
2	5 835	5 115 515	135,6	138,9	1,4	1,4 à 1,5
3	9 020	6 070 270	200,0	203,8	2,1	2,1 à 2,2
4	15 785	6 086 520	276,2	284,7	3,0	2,9 à 3,0
5 (le plus bas)	21 855	4 792 290	402,8	413,2	4,3	4,2 à 4,4

Abréviations : IC, intervalle de confiance; RTA, région de tri d'acheminement.

^a Données de la Base canadienne de données sur les décès de la Statistique de l'état civil (BCDECD).

^b Exercices financiers.

^c Les estimations de la population sont tirées des données du recensement.

^d Les ratios des taux sont fondés sur les taux en fonction des quintiles de revenu des ménages des régions.

Ces résultats sont similaires à ceux d'une étude antérieure menée sur les hospitalisations liées aux opioïdes (ratio des taux de 3,9)⁴². Notre étude a toutefois révélé que les inégalités relatives au SSE qui ont été constatées pour le risque d'hospitalisation s'appliquent également aux décès et aux visites à l'urgence liés aux opioïdes. De même, ces résultats cadrent avec les tendances observées en matière de taux de décès par d'autres causes associées à des comportements à risque élevé, comme les infections à VIH et les maladies liées à l'alcool⁴³. Pour ce qui est de l'évolution, ces inégalités sont demeurées dans l'ensemble stables au fil du temps au Canada.

Cependant, les inégalités en matière de taux de décès tendent à diminuer.

La recherche en santé de la population portant sur les inégalités en matière de santé s'étend sur plusieurs décennies. Bien que les Canadiens aient joué un rôle de premier plan dans l'adoption d'une approche axée sur la santé de la population⁴⁴, il est clair que cette école de pensée a été popularisée après la publication en 1980 du classique *Black Report*⁴⁵. Ce rapport a permis de montrer que les inégalités relatives au revenu et à la santé n'avaient pas beaucoup évolué, même après 40 ans de soins de santé universels. Un autre message clé était que les

tendances en matière de santé observées au sein de la population — quel que soit le résultat de santé observé — étaient liées au revenu par un gradient en escalier. Des tendances similaires ont également été observées au Canada^{43,46} et aux États-Unis⁴⁷. Nos résultats concordent avec ce phénomène de gradient. En effet, il n'y a pas de seuil visible au-dessus ou en dessous duquel tout le monde présente le même risque, ou même un risque semblable. Au contraire, le nombre de décès, d'hospitalisations et de visites à l'urgence liés aux opioïdes diminue avec chaque augmentation du quintile de revenu.

À ce jour, aucune explication définitive ne permet de comprendre le phénomène des gradients de revenu valable pour un si grand nombre de résultats de santé. Malgré la distribution inégale que nous avons observée, il est clair que les méfaits de la crise des opioïdes n'affectent pas seulement les personnes à faible revenu. Cette observation ne concorde pas avec l'idée reçue selon laquelle la pauvreté et l'itinérance sont les deux principaux facteurs de la crise des opioïdes⁴⁸. Le risque plus élevé observé pour le deuxième quintile de revenu comparativement au premier (le quintile de revenu le plus élevé) n'est probablement pas attribuable à un risque supérieur de pauvreté ou d'itinérance. De plus, le gradient clair et cohérent donne à penser que ce ne sont pas les conditions matérielles (accès aux biens, services, qualité du quartier) qui ont la plus grande incidence. En effet, il est peu probable que les personnes habitant dans les zones correspondant au deuxième quintile de revenu le plus élevé au Canada vivent dans la pauvreté, et leur bien-être matériel n'est pas très différent de celui des personnes appartenant au quintile le plus élevé. Ces résultats laissent penser que ce sont plutôt des facteurs psychosociaux qui jouent un rôle clé en matière de gradient.

Outre un gradient clair, ces données nous permettent d'observer le déploiement de la crise au fil du temps, notamment la progression de ses effets des zones moins privilégiées aux zones mieux nanties. Ceux qui résident dans des régions à faible revenu ont été les plus touchés par divers facteurs qui sont généralement plus présents dans les zones où les personnes marginalisées sont regroupées, et ils en ont donc ressenti les effets rapidement. La marginalisation sociale a probablement intensifié les facteurs psychosociaux qui

TABEAU 3
Taux annuel moyen de visites à l'urgence^a liées aux opioïdes par million d'habitants en Ontario selon le quintile de revenu de la région de tri d'acheminement entre 2002-2003^b et 2012-2013^b

Quintile de revenu de la RTA	Nombre de visites à l'urgence	Population ^c	Taux annuel moyen brut	Taux moyen ajusté selon l'âge et le sexe	Ratio des taux ajustés ^d	IC à 95 %
1 (le plus élevé)	5 015	2 749 745	165,8	175,4	1,0 (référence)	
2	8 205	2 601 525	286,7	301,6	1,7	1,7 à 1,8
3	15 190	2 912 585	474,1	499,0	2,8	2,8 à 2,9
4	20 625	2 808 070	667,7	710,1	4,1	3,9 à 4,2
5 (le plus bas)	22 020	2 377 180	842,1	861,6	4,9	4,8 à 5,1

Abréviations : IC, intervalle de confiance; RTA, région de tri d'acheminement.

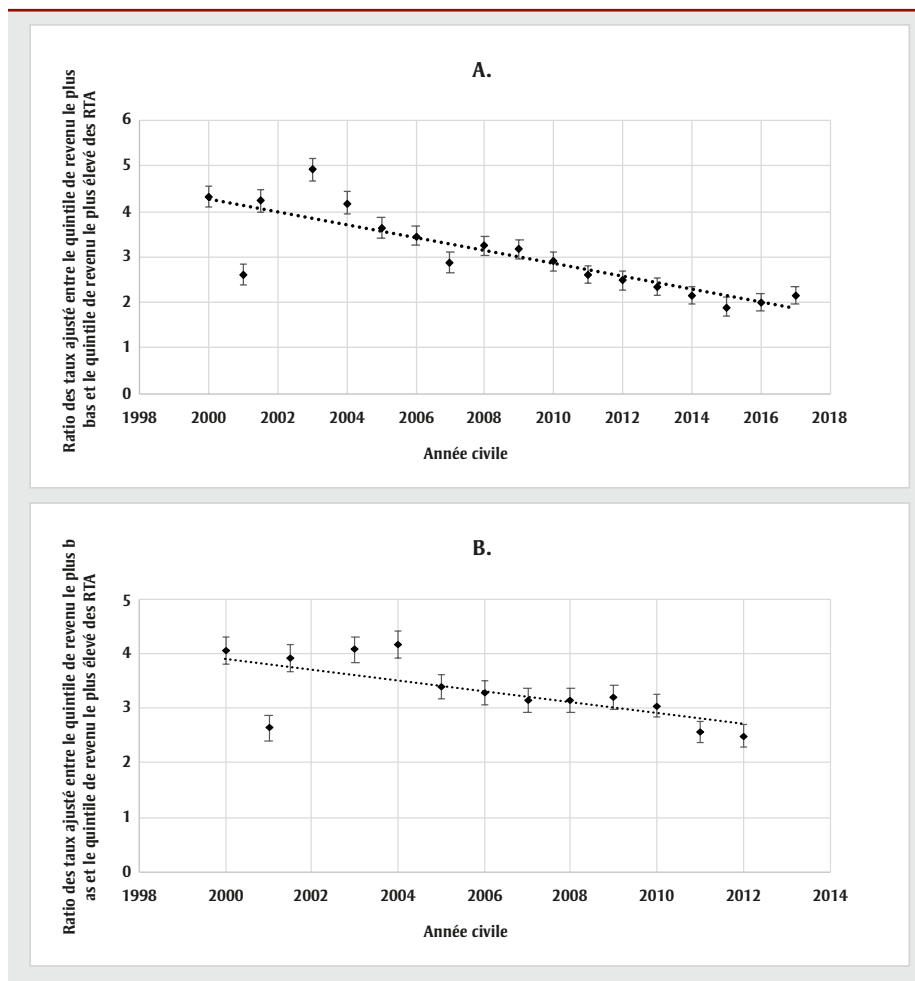
^a Métadonnées du Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA).

^b Exercices financiers.

^c Les estimations de la population sont tirées des données du recensement.

^d Les ratios des taux sont fondés sur les taux en fonction des quintiles de revenu des ménages des régions.

FIGURE 1
Évolution du ratio des taux annuels de décès^a liés aux opioïdes par million d'habitants entre le quintile de revenu le plus bas et le quintile de revenu le plus élevé des régions de tri d'acheminement au Canada (sauf au Québec) entre 2000 et 2017 (A) et au Canada entre 2000 et 2012 (B)



Abréviation : RTA, région de tri d'acheminement.

^a Données de la Base canadienne de données sur les décès de la Statistique de l'état civil (BCDECD).

rendent certaines couches de la société plus vulnérables à cette crise⁴⁹. Toutefois, les taux de décès liés aux opioïdes observés en 2005 dans les zones à faible revenu ont été atteints par les zones à revenu élevé de huit à dix ans plus tard. Par conséquent, la réduction de l'écart de mortalité entre les groupes au revenu plus faible et les groupes au revenu plus élevé pourrait signifier que la crise des opioïdes se fera tôt ou tard sentir dans l'ensemble de la société canadienne, et que le fait d'avoir un SSE élevé ne permet que d'en retarder les effets, et non de les prévenir.

Aucun facteur psychosocial précis ne peut être pointé comme étant la raison principale qui pousse un individu à consommer des substances comme les opioïdes. Nous pouvons supposer que le fait de se sentir

marginalisé, de souffrir de discrimination, de subir des traumatismes, de vivre dans l'isolement social ou d'avoir un soutien social limité amène les populations des zones défavorisées à consommer des opioïdes. Le capital social, qui peut être conceptualisé comme un attribut individuel ou spatial, désigne généralement les relations qui permettent aux personnes ou aux collectivités d'accéder à diverses ressources, dont du soutien matériel, social et psychologique^{50,51}. Il est possible que les personnes ou les collectivités défavorisées sur le plan social soient moins en mesure de mobiliser des ressources provenant d'autrui, comme leur famille ou d'autres réseaux, capacité qui leur permettrait d'atténuer le stress psychosocial⁵¹. Les résidents des zones à faible SSE pourraient être plus vulnérables aux facteurs

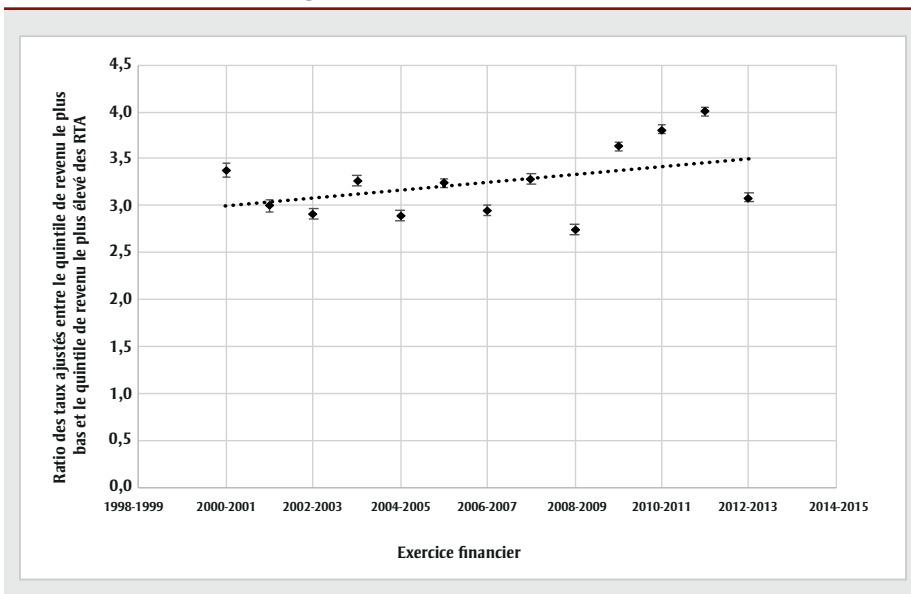
de stress social et aux événements indésirables qui peuvent mener à la consommation problématique d'opioïdes et posséder un accès plus restreint à d'autres types de soutien.

Au-delà du capital social, les facteurs psychosociaux liés à la culture et au soutien au sein de la collectivité (ou la contagion sociale)⁵² jouent un rôle important dans les comportements individuels⁵³. Selon la théorie de l'apprentissage social, les individus s'adaptent aux comportements observés dans leurs cercles sociaux et les imitent par des processus d'attention, de mémorisation et de motivation⁵⁴. L'influence du réseau s'est révélée être un déterminant crucial dans de nombreux comportements liés à la santé. Par exemple, on a constaté que le fait d'avoir un ami qui a réussi à cesser de fumer réduit de près du tiers la probabilité de fumer⁵⁵. De même, le fait d'avoir un ami dépressif a été fortement corrélé avec la probabilité de recevoir soi-même un diagnostic de dépression⁵⁶. Des résultats semblables ont été signalés pour la perte de sommeil⁵⁷ et l'obésité⁵⁸. Ainsi, la contagion sociale (au sein des familles, des cercles sociaux ou des quartiers) pourrait être un facteur important en cause dans le gradient des opioïdes^{59,60}. Cet effet pourrait être amplifié lorsque l'intersectionnalité de plusieurs facteurs socioéconomiques est prise en compte⁶¹.

Offrir des opportunités économiques significatives, fournir une éducation et des soins de santé équitables et de grande qualité et raviver le capital social dans les zones marginalisées devraient faire partie des principales priorités du Canada en matière de santé publique si nous voulons parvenir à maîtriser la crise des opioïdes. Il n'est peut-être pas évident de déterminer quelles politiques et quels programmes précis sont nécessaires, mais il est évident que le fait de ne pas tenir compte des questions d'équité diminuera l'efficacité des interventions⁶².

La distribution de médicaments pour contrer les surdoses d'opioïdes (la naloxone) dans les zones où les besoins sont élevés est une intervention efficace qui permet de sauver des vies, mais qui ne règle pas la cause fondamentale du problème. Les programmes de naloxone pourraient expliquer en partie la légère diminution des inégalités dans les taux de mortalité liés aux opioïdes que nous avons constatée au cours des dernières années. Néanmoins,

FIGURE 2
Évolution du ratio des taux annuels d'hospitalisations^a liées aux opioïdes par million d'habitants au Canada (sauf au Québec) entre le quintile de revenu le plus bas et le quintile de revenu le plus élevé des régions de tri d'acheminement entre 2000-2001^b et 2012-2013^b



Abréviation : RTA, région de tri d'acheminement.

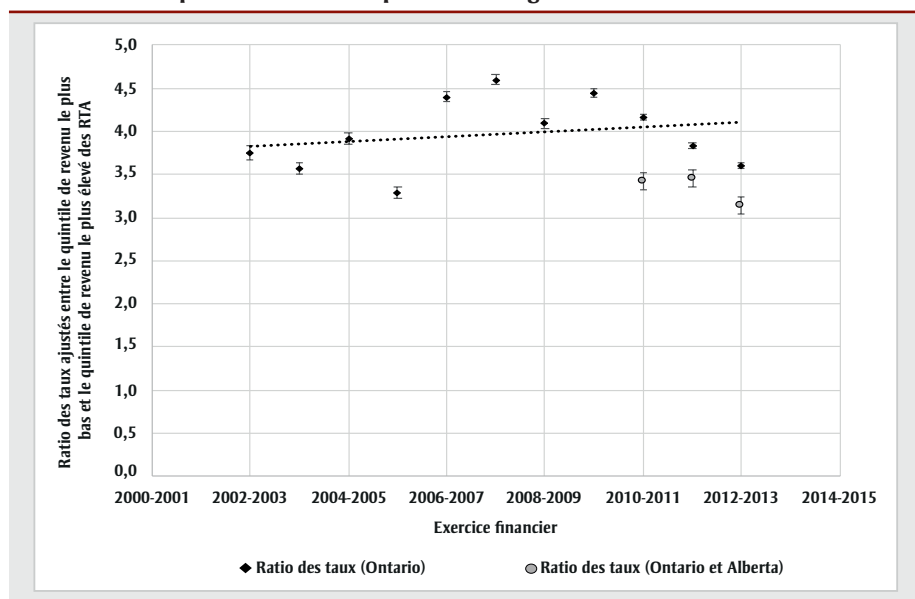
^a Données de la Base de données sur les congés des patients (BDGP).

^b Exercices financiers.

ces programmes ne permettent pas de prévenir les hospitalisations ni les visites à l'urgence. Les inégalités observées dans ces résultats sont par conséquent demeurées constantes. À vrai dire, elles ont

même augmenté, mais de façon non significative. Nos résultats font ressortir la nécessité de tenir compte des conditions psychosociales qui sous-tendent la crise en cours et le besoin de fournir des

FIGURE 3
Évolution^a du ratio des taux annuels de visites aux urgences liées aux opioïdes^b en Ontario (entre 2002-2003 et 2009-2010) et en Ontario et en Alberta (entre 2010-2011 et 2012-2013) entre le quintile de revenu le plus élevé et le quintile de revenu le plus bas des régions de tri d'acheminement



Abréviation : RTA, région de tri d'acheminement.

^a Exercices financiers.

^b Données du Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA).

services de santé équitables et de réduire les divers stigmates associés à la consommation d'opioïdes et au traitement de la consommation problématique d'opioïdes⁶³.

Forces et limites

Cette étude a mis en lumière le lien entre le SSE et les décès, les hospitalisations et les visites à l'urgence liés aux opioïdes en utilisant des bases de données complètes sur une longue période. Plusieurs limites importantes sont cependant à souligner. Premièrement, il est possible que certains cas n'aient pas été détectés dans les bases de données administratives⁶⁴. Avec une sensibilité de 75 %^{36,38}, par exemple, il se peut que quelques décès liés aux opioïdes nous aient échappé. Toutefois, ces erreurs de classification ne causent probablement pas de variations substantielles. Il est peu probable que la codification des résultats liés aux opioïdes diffère en fonction des zones relevant de quintiles de revenu différents. Même si une éventuelle classification erronée pouvait nous avoir amenés à sous-estimer les taux des résultats individuels liés aux opioïdes, le rapport de taux demeurerait inchangé. De plus, même si les résultats intégraient à la fois les opioïdes prescrits et les opioïdes illicites, faire la distinction entre les deux n'aurait pas modifié le ratio des taux. Deuxièmement, nous avons utilisé les quintiles de revenu de 2006 pour effectuer les évaluations sur une dizaine d'années, ce qui a pu entraîner une classification erronée de certaines zones dans certains quintiles. Cependant, on ne s'attend pas à ce qu'il y ait des changements importants dans la position relative des zones sur une période de cinq ans (comme une zone qui passerait du cinquième quintile au premier quintile). Comme notre analyse des ratios des taux portait sur les quintiles les plus élevés et les plus bas, l'effet de cette classification potentiellement erronée devrait être négligeable. Troisièmement, ce ne sont pas toutes les bases de données qui contenaient tous les résultats liés aux opioïdes à l'échelle nationale. Par exemple, la base de données sur les visites à l'urgence n'a fourni des données que pour l'Ontario et l'Alberta. Malgré cela, il s'agit à l'heure actuelle des bases de données les plus complètes dont on dispose pour la recherche.

Conclusion

Bien que les décès, les hospitalisations et les visites à l'urgence liées aux opioïdes

aient une incidence sur toutes les strates de SSE au Canada, leur corrélation au SSE se fait par un gradient en escalier, et cette tendance persiste depuis plus de 20 ans. Les facteurs matériels ne peuvent pas constituer la seule explication à ce phénomène : ce sont plutôt des facteurs psychosociaux en lien avec le soutien au sein de la famille et de la collectivité qui peuvent rendre les individus très vulnérables aux méfaits liés aux opioïdes. D'après les résultats de notre étude, il faudrait adopter des cadres stratégiques ciblés qui tiennent compte des aspects psychosociaux du SSE. Les facteurs psychosociaux devraient être pris en compte aussi bien dans la conception des services et la prestation des interventions en soins de santé, notamment en ce qui concerne la gestion des opioïdes, que dans les politiques publiques qui s'attaquent à la crise des opioïdes du point de vue de l'équité.

Remerciements

L'analyse présentée dans cet article a été réalisée au Centre de données de recherche du Sud-Ouest de l'Ontario (CDR-SOO), qui fait partie du Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR). Les activités et les services offerts par le CDR-SOO sont rendus possibles grâce à l'appui financier ou en nature du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada, des Instituts de recherche en santé du Canada, de la Fondation canadienne pour l'innovation, de Statistique Canada et de l'Université de Waterloo.

Financement

Une partie de cette étude a été financée par le Programme sur l'usage et les dépendances aux substances de Santé Canada (entente n° 1920-HQ-000028).

Conflit d'intérêts

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

Contributions des auteurs et avis

WA : conception, méthodologie, acquisition des données, analyse des données et rédaction (version préliminaire, révisions et relectures). MC : conception, méthodologie, rédaction (révisions et relectures). SE : conception, méthodologie et rédaction (révisions et relectures). FC : conception,

méthodologie, acquisition des fonds et rédaction (révisions et relectures). HS : analyse des données et rédaction (révisions et relectures). MG : analyse des données et rédaction (révisions et relectures).

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

Références

1. Martins SS, Sampson L, Cerdá M, Galea S. Worldwide prevalence and trends in unintentional drug overdose: a systematic review of the literature. *Am J Public Health*. 2015; 105(11):e29-e49. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2015.302843>
2. Fischer B, Goldman B, Rehm J, Popova S. Non-medical use of prescription opioids and public health in Canada: an urgent call for research and interventions development. *Can J Public Health*. 2008;99(3):182-184. <https://doi.org/10.1007/bf03405469>
3. Helmerhorst GTT, Teunis T, Janssen SJ, Ring D. An epidemic of the use, misuse and overdose of opioids and deaths due to overdose, in the United States and Canada. *Bone Joint J*. 2017;99-B(7):856-864. <https://doi.org/10.1302/0301-620X.99B7.BJJ-2016-1350.R1>
4. Belzak L, Halverson J. La crise des opioïdes au Canada : une perspective nationale. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2018;38(6):255-266. En ligne à : <https://doi.org/10.24095/hpcdp.38.6.02f>
5. Comité consultatif spécial sur l'épidémie de surdoses d'opioïdes. Méfaits associés aux opioïdes et aux stimulants au Canada [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2021 [consultation le 17 février 2022]. En ligne à : <https://sante-infobase.canada.ca/mefaits-associes-aux-substances/opioides-stimulants>

6. O'Connor S, Grywacheski V, Louie K. Hospitalisations et visites à l'urgence en raison d'un empoisonnement aux opioïdes au Canada. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2018;38(6): 278-281. En ligne à : <https://doi.org/10.24095/hpcdp.38.6.04f>
7. King NB, Fraser V, Boikos C, Richardson R, Harper S. Determinants of increased opioid-related mortality in the United States and Canada, 1990–2013: a systematic review. *Am J Public Health*. 2014;104(8):e32-e42. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2014.301966>
8. Braveman P, Gottlieb L. The social determinants of health: it's time to consider the causes of the causes. *Public Health Repts*. 2014;129(Suppl 2):19-31. <https://doi.org/10.1177/00333549141291S206>
9. Braveman PA, Cubbin C, Egerter S, et al. Socioeconomic status in health research: one size does not fit all. *JAMA*. 2005;294(22):2879-2888. <https://doi.org/10.1001/jama.294.22.2879>
10. Elliott SJ. And the question shall determine the method. *Prof Geogr*. 1999;51(2):240-243. <https://doi.org/10.1111/0033-0124.00160>
11. Paulozzi LJ, Ryan GW. Opioid analgesics and rates of fatal drug poisoning in the United States. *Am J Prev Med*. 2006;31(6):506-511. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2006.08.017>
12. Adler NE, Boyce T, Chesney MA, et al. Socioeconomic status and health. The challenge of the gradient. *Am Psychol*. 1994;49(1):15-24. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.49.1.15>
13. Krieger N, Williams D, Moss N. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annu Rev Public Health*. 1997;18:341-378. <https://doi.org/10.1146/annurev.publhealth.18.1.341>
14. Evans RG, Barer ML, Marmor TR, directeurs. Être ou ne pas être en bonne santé : biologie et déterminants sociaux de la maladie. Montréal (Qc) : Les Presses de l'Université de Montréal; 1994.

15. Hosseinpoor AR, Stewart Williams JA, Itani L, Chatterji S. Socioeconomic inequality in domains of health: results from the World Health Surveys. *BMC Public Health*. 2012;12:198. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-12-198>
16. Townsend P. The rich man in his castle: in Britain inequality is spiraling out of control. [Editorial]. *BMJ*. 1994;309(6970):1674-1675. <https://www.jstor.org/stable/29725875>
17. Song Z. Mortality quadrupled among opioid-driven hospitalizations, notably within lower-income and disabled white populations. *Health Aff*. 2017; 36(12):2054-2061. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2017.0689>
18. Cerdá M, Ransome Y, Keyes KM, et al. Prescription opioid mortality trends in New York City, 1990-2006: examining the emergence of an epidemic. *Drug Alcohol Depend*. 2013;132(1-2):53-62. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2012.12.027>
19. Feng J, Iser JP, Yang W. Medical encounters for opioid-related intoxications in Southern Nevada: sociodemographic and clinical correlates. *BMC Health Serv Res*. 2016;16(438). <https://doi.org/10.1186/s12913-016-1692-z>
20. Carrière G, Garner R, Sanmartin C. Caractéristiques sociales et économiques des personnes hospitalisées en raison d'une intoxication aux opioïdes. *Rapports sur la santé*. 2018; 29(10):24-30.
21. Green DA, Milligan K. The importance of the long form census to Canada. *Can Public Policy*. 2010;36(3): 383-388. <http://doi.org/10.3138/cpp.36.3.383>
22. American Psychiatric Association. Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux. 5^e éd. Issy-les-Moulineaux (France) : Elsevier Masson; 2015.
23. Schuchat A, Houry D, Guy GP. New data on opioid use and prescribing in the United States. *JAMA*. 2017;318(5): 425-426. <https://doi.org/10.1001/JAMA.2017.8913>
24. Han B, Compton WM, Blanco C, Crane E, Lee J, Jones CM. Prescription opioid use, misuse, and use disorders in U.S. adults: 2015 National Survey on Drug Use and Health. *Ann Intern Med*. 2017;167(5):293-301. <https://doi.org/10.7326/M17-0865>
25. Gomes T, Juurlink DN, Dhalla IA, Mailis-Gagnon A, Paterson JM, Mamdani MM. Trends in opioid use and dosing among socio-economically disadvantaged patients. *Open Med*. 2011;5(1):e13-e22.
26. Ye X, Sutherland J, Henry B, Tyndall M, Kendall PRW. Aperçu : Impact des décès par surdose de drogue sur l'espérance de vie à la naissance en Colombie-Britannique. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2018;38(6): 282-286. En ligne à : <https://doi.org/10.24095/hpcdp.38.6.05f>
27. Orpana HM, Lang JJ, George D, Halverson J. Aperçu : Incidence de la mortalité par intoxication sur l'espérance de vie à la naissance au Canada (2000-2016). *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2019; 39(2):60-64. En ligne à : <https://doi.org/10.24095/hpcdp.39.2.03f>
28. Cairncross ZF, Herring J, van Ingen T, et al. Relation between opioid-related harms and socioeconomic inequalities in Ontario: a population-based descriptive study. *CMAJ Open*. 2018; 6(4):E478-E485. <https://doi.org/10.9778/cmajo.20180084>
29. Alsabbagh Mhd W, Chang F, Cooke M, Elliott SJ, Chen M. National trends in population rates of opioid-related mortality, hospitalization and emergency department visits in Canada between 2000 and 2017. A population-based study. *Addiction*. 2021; 116(12):3482-3493. <https://doi.org/10.1111/add.15571>
30. Moe J, Camargo CA, Davis RB, Jelinski S, Rowe BH. Frequent emergency department use and mortality in patients with substance and opioid use in Alberta: a population-based retrospective cohort study. *CJEM*. 2019;21(4):482-491. <https://doi.org/10.1017/cem.2019.15>
31. Eastwood C, Denny K, Kelly M, Quan H. Canadian approaches to optimizing quality of administrative data for health system use, research, and linkage. *Int J Popul Data Sci*. 2018; 3(4). <https://doi.org/10.23889/ijpds.v3i4.982>
32. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Métadonnées de la Base de données sur les congés des patients (BDPC) [Internet]. Ottawa (Ont.) : ICIS; date inconnue [consultation le 18 février 2019]. En ligne à : <https://www.cihi.ca/fr/metadonnees-de-la-base-de-donnees-sur-les-conges-des-patients-bdpc>
33. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Métadonnées du Système national d'information sur les soins ambulatoires (SNISA) [Internet]. Ottawa (Ont.) : ICIS; date inconnue [consultation le 18 février 2019]. En ligne à : <https://www.cihi.ca/fr/metadonnees-du-systeme-national-dinformation-sur-les-soins-ambulatoires-snisa>
34. Statistique Canada. Dictionnaire du recensement : code postal [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2015 [consultation le 15 juin 2021]. En ligne à : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2011/ref/dict/geo035-fra.cfm>
35. Southern DA, McLaren L, Hawe P, Knudtson ML, Ghali WA. Individual-level and neighborhood-level income measures: agreement and association with outcomes in a cardiac disease cohort. *Med Care*. 2005;43(11):1116-1122. <https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000182517.57235.6d>
36. Gladstone E, Smolina K, Morgan SG, Fernandes KA, Martins D, Gomes T. Sensitivity and specificity of administrative mortality data for identifying prescription opioid-related deaths. *CMAJ*. 2016;188(4):E67-E72. <https://doi.org/10.1503/cmaj.150349>
37. Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Préjugés liés aux opioïdes au Canada [Internet]. Ottawa (Ont.) : ICIS; 2018 [consultation le 18 décembre 2021]. En ligne à : <https://www.cihi.ca/fr/prejudices-lies-aux-opioides-au-canada>

38. Green CA, Perrin NA, Hazlehurst B, et al. Identifying and classifying opioid-related overdoses: a validation study. *Pharmacoepidemiol Drug Saf.* 2019;28(8):1127-1137. <https://doi.org/10.1002/pds.4772>
39. Bhopal RS. Concepts of epidemiology: integrating the ideas, theories, principles and methods of epidemiology. 2^e éd. Oxford (UK): Oxford University Press; 2008.
40. Inskip H, Beral V, Fraser P, Haskey J. Methods for age-adjustment of rates. *Stat Med.* 1983;2(4):455-456. <https://doi.org/10.1002/sim.4780020404>
41. Newman SC. Biostatistical methods in epidemiology. New York (NY): John Wiley and Sons; 2001.
42. Carrière G, Garner R, Sanmartin C. Caractéristiques sociales et économiques des personnes hospitalisées en raison d'une intoxication aux opioïdes. *Rapports sur la santé.* 2018; 29(10):24-30.
43. Tjepkema M, Wilkins R, Long A. Mortalité par cause selon la suffisance du revenu au Canada : une étude de suivi sur 16 ans. *Rapports sur la santé.* 2013;24(7):12-21.
44. Terris M. Determinants of health: a progressive political platform. *J Public Health Policy.* 1994;15(1):5-17.
45. Gray AM. Inequalities in health. The Black Report: a summary and comment. *Int J Health Serv.* 1982;12(3):349-380. <https://doi.org/10.2190/XXMM-JMQU-2A7Y-HX1E>
46. Tjepkema M, Wilkins R, Long A. Mortalité par cause en fonction du niveau de compétence professionnelle au Canada : une étude de suivi sur 16 ans. *Maladies chroniques et blessures au Canada.* 2013; 33(4):219-230. En ligne à : <https://doi.org/10.24095/hpcdp.33.4.01f>
47. Ross NA, Wolfson MC, Dunn JR, Berthelot JM, Kaplan GA, Lynch JW. Relation between income inequality and mortality in Canada and in the United States: cross sectional assessment using census data and vital statistics. *BMJ.* 2000;320(7239):898-902. <https://doi.org/10.1136/bmj.320.7239.898>
48. Recherche Canada. La crise des opioïdes : comment la recherche peut-elle éclairer les solutions? Partie 2 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Recherche Canada; c2019 [Consultation le 2 décembre 2020 En ligne à : <https://rc-rc.ca/fr/la-recherche-en-quete-de-solutions-la-crise-des-opioïdes-2/>
49. Galea S, Annas GJ. Aspirations and strategies for public health. *JAMA.* 2016;315(7):655-656. <https://doi.org/10.1001/jama.2016.0198>
50. Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). Équité et qualité dans l'éducation : comment soutenir les élèves et les établissements défavorisés. Paris (France) : Éditions OCDE; 2013. <https://doi.org/10.1787/9789264028050-fr>
51. Uphoff EP, Pickett KE, Cabieses B, Small N, Wright J. A systematic review of the relationships between social capital and socioeconomic inequalities in health: a contribution to understanding the psychosocial pathway of health inequalities. *Int J Equity Health.* 2013;12:54. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-12-54>
52. Freudenberg N, Galea S, Vlahov D, editors. *Cities and the health of the public.* 1st ed. Nashville (TN): Vanderbilt University Press; 2006.
53. Cutrona CE, Wallace G, Wesner KA. Neighborhood characteristics and depression: an examination of stress processes. *Curr Dir Psychol Sci.* 2006;15(4):188-192. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2006.00433.x>
54. Bandura A, Walters RH. *Social learning and personality development.* New York (NY): Holt, Rinehart and Winston; 1963.
55. Christakis NA, Fowler JH. The collective dynamics of smoking in a large social network. *N Engl J Med.* 2008; 358(21):2249-2258. <https://doi.org/10.1056/nejmsa0706154>
56. Rosenquist JN, Fowler JH, Christakis NA. Social network determinants of depression. *Mol Psychiatry.* 2011;16(3):273-281. <https://doi.org/10.1038/mp.2010.13>
57. Mednick SC, Christakis NA, Fowler JH. The spread of sleep loss influences drug use in adolescent social networks. *PLoS ONE.* 2010; 5(3):e9775. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0009775>
58. Datar A, Nicosia N. Assessing social contagion in body mass index, overweight, and obesity using a natural experiment. *JAMA Pediatr.* 2018; 172(3):239-246. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2017.4882>
59. de Vaan M, Stuart T. Does intra-household contagion cause an increase in prescription opioid use? *Am Sociol Rev.* 2019;84(4):577-608. <https://doi.org/10.1177/0003122419857797>
60. Dasgupta N, Beletsky L, Ciccarone D. Opioid crisis: no easy fix to its social and economic determinants. *Am J Public Health.* 2018;108(2):182-186. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2017.304187>
61. Kulesza M, Matsuda M, Ramirez JJ, Wernitz AJ, Teachman BA, Lindgren KP. Towards greater understanding of addiction stigma: intersectionality with race/ethnicity and gender. *Drug Alcohol Depend.* 2016;169:85-91. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2016.10.020>
62. Lo A, Kerr T, Hayashi K, et al. Factors associated with methadone maintenance therapy discontinuation among people who inject drugs. *J Subst Abuse Treat.* 2018;94:41-46. <https://doi.org/10.1016/j.jsat.2018.08.009>
63. Baciú A, Negussie Y, Geller A, Weinstein JN, editors. *Communities in action: pathways to health equity.* Washington (DC): National Academies Press; 2017. <https://doi.org/10.17226/24624>
64. Ranapurwala S, Alam I, Clark M, et al. 0108 Limitations of opioid use disorder (OUD) ICD codes: development and validation of a new OUD identification algorithm in electronic medical records. *Inj Prev.* 2021; 27(Suppl 3):A31-A32. <https://doi.org/10.1136/INJURYPREV-2021-SAVIR.81>