

Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada

Recherche, politiques et pratiques

Volume 46 • numéro 5 • mai 2026

Dans ce numéro

Recherche qualitative originale

- 197** Obstacles systémiques et organisationnels à la prévention primaire des maladies chroniques : une étude qualitative des organismes de santé publique au Canada

Recherche quantitative originale

- 209** Biais de classification dans les algorithmes de recensement des cas de maladies chroniques : une approche de reclassification
- 220** Facteurs de risque spécifiques et facteurs de risque communs pour les troubles de l'humeur, les troubles d'anxiété et les troubles comorbides chez les Canadiens : résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2019-2020

Corrigendum

- 236** La maltraitance envers les enfants au Canada : prévalence et différences entre les genres chez les jeunes

Annonce

- 237** Autres publications de l'ASPC

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



Agence de la santé
publique du Canada

Public Health
Agency of Canada

Canada

Équipe de rédaction

Marnie Johnstone, B. Sc. spécialisé
Éditrice

Robert Geneau, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef

Justin J. Lang, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef délégué

Avirop Biswas, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Neeru Gupta, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Rod Knight, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Gavin McCormack, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Heather Orpana, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Kelly Skinner, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Arne Stinchcombe, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Abhinand Thai, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Neel Rancourt, B.A.
Gestionnaire de la rédaction

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

Nicolas Fleet, B. Sc. Soc.
Adjoint à la production

Susanne Moehlenbeck
Rédactrice adjointe

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

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

Comité de rédaction

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

Lisa Bourque Bearskin, Ph. D.
Thompson Rivers University

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

Leonard Jack, Jr, Ph. D.
Centers for Disease Control and Prevention

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

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

Candace Nykiforuk, Ph. D.
University of Alberta

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

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

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

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

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

— Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.

© Cette œuvre est mise à la disposition selon les termes de la licence internationale Creative Commons Attribution 4.0.

ISSN 2368-7398

Pub. 250258

HPCDP.journal-revue.PSPMC@phac-aspc.gc.ca

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

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

Recherche qualitative originale

Obstacles systémiques et organisationnels à la prévention primaire des maladies chroniques : une étude qualitative des organismes de santé publique au Canada

Katerina Maximova, Ph. D. (1,2); Maryam Marashi, M. Sc. (3); Erin K. O'Loughlin, Ph. D. (4); Jennifer L. O'Loughlin, Ph. D. (4,5)

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

[Article de recherche](#) par Maximova K et al. dans la Revue PSPMC mis à disposition selon les termes de la [licence internationale Creative Commons Attribution 4.0](#)

Résumé

Introduction. Alors que les organismes de santé publique au Canada jouent un rôle central dans la prévention des maladies chroniques, ils sont confrontés à des défis persistants, notamment à la restructuration des systèmes, à un sous-financement chronique et à des changements de priorités en matière de politique. La complexité croissante de ces enjeux justifie l'apport de données qualitatives en complément des rapports quantitatifs, qui présentent le point de vue des organismes de prévention des maladies chroniques.

Méthodologie. L'étude sur les capacités organisationnelles de santé publique (PHORCAST) est un recensement itératif à l'échelle du Canada des organismes de santé publique mobilisés dans la prévention primaire des maladies chroniques à l'échelle de la population régionale, territoriale, provinciale et nationale. En 2023, les gestionnaires principaux et le personnel ayant une connaissance approfondie des activités de prévention des maladies chroniques de leur organisme ont répondu à un questionnaire suscitant des commentaires facultatifs par l'entremise d'une question ouverte. Les réponses ont été analysées à l'aide de méthodes qualitatives descriptives et d'une analyse inductive du contenu afin d'identifier et d'organiser les enjeux récurrents. Les fréquences des thèmes sont présentées de manière descriptive afin d'indiquer leur importance au sein des organismes et non pour quantifier leur signification.

Résultats. Portant sur 55 organismes, 125 références codées aux obstacles à la prévention des maladies chroniques ont été synthétisées autour de 5 thèmes clés : les défis liés aux capacités organisationnelles et à la mise en œuvre des programmes (n = 38), notamment le sous-financement chronique, la pénurie de main-d'œuvre et des infrastructures limitées; les perturbations causées par la pandémie de COVID-19, qui ont entraîné un redéploiement du personnel et des interruptions de service prolongées (n = 30); les obstacles politiques et systémiques (n = 28), notamment l'ingérence politique et la mauvaise coordination entre administrations; les partenariats fragiles et la nécessité d'une collaboration intersectorielle plus forte (n = 16) et enfin les difficultés à mobiliser des collectivités diverses, les problèmes d'accès au numérique et le manque de programmes adaptés culturellement (n = 13).

Conclusion. Les efforts en matière de prévention des maladies chroniques au Canada sont limités par des obstacles structurels, opérationnels et contextuels. Pour relever ces défis, il faut des investissements soutenus, des politiques cohérentes et des partenariats intersectoriels plus solides.



Points saillants

- Le sous-financement chronique et la pénurie de main-d'œuvre sont des obstacles majeurs à la prévention primaire des maladies chroniques à l'échelle du Canada.
- La fragmentation des politiques, l'ingérence politique et la faible coordination entre administrations continuent d'affaiblir les capacités en matière de prévention des maladies chroniques à long terme.
- La pandémie de COVID-19 a entraîné l'intensification des défis déjà présents en raison du redéploiement du personnel et des perturbations des programmes de prévention des maladies chroniques.
- Les inégalités numériques et le manque d'approches adaptées culturellement empêchent d'atteindre les collectivités dans leur ensemble.
- Les partenariats sont essentiels, mais demeurent fragiles, ce qui fait ressortir le besoin de mettre en place des cadres de collaboration intersectoriels plus stables.

Rattachement des auteures :

1. MAP Centre for Urban Health Solutions, Li Ka Shing Knowledge Institute, St. Michael's Hospital, Toronto (Ontario), Canada
2. Dalla Lana School of Public Health, University of Toronto, Toronto (Ontario), Canada
3. Faculty of Kinesiology and Physical Education, University of Toronto, Toronto (Ontario), Canada
4. Centre de recherche du CHUM (CRCHUM), Montréal (Québec), Canada
5. École de santé publique de l'Université de Montréal, Montréal (Québec), Canada

Correspondance : Katerina Maximova, MAP Centre for Urban Health Solutions, Li Ka Shing Knowledge Institute, St. Michael's Hospital, Toronto (Ontario) M5B 1T8; tél. : 416-864-6060; courriel : katerina.maximova@utoronto.ca

Mots-clés : prévention des maladies chroniques, organisme de santé publique, capacités organisationnelles, obstacles, Canada, recherche qualitative

Introduction

Les maladies chroniques non transmissibles, notamment les maladies cardiovasculaires, le cancer, le diabète et les maladies respiratoires chroniques, sont les principales causes de morbidité et de mortalité dans le monde. Les organismes de santé publique au Canada et ailleurs jouent un rôle central dans l'élaboration et la mise en œuvre de programmes, de politiques et de pratiques de prévention des maladies chroniques visant à en réduire le fardeau. Malgré les solides données probantes sur la rentabilité de la prévention, les systèmes de santé publique n'accordent pas suffisamment de ressources à la prévention des maladies chroniques¹⁻⁶ et ils lui accordent une priorité insuffisante. Les soins actifs continuent de dominer les programmes d'action et de financement, ce qui limite les investissements dans la prévention⁷⁻¹⁰. Le financement de projets à court terme contribue à l'instabilité des politiques, à la rotation du personnel et à la perte de mémoire institutionnelle, ce qui entrave la pérennité et les capacités évolutives de la prévention des maladies chroniques fondée sur des données probantes⁷⁻¹¹. En outre, la pandémie de COVID-19 a exacerbé ces défis en raison du redéploiement du personnel et des perturbations prolongées des services de prévention, en particulier au sein des populations marginalisées¹²⁻¹⁴.

Au Canada, la prévention des maladies chroniques est mise en œuvre par de nombreux organismes différents chargés de soutenir la prévention primaire et la promotion de la santé à l'échelle de la population, que ce soit des organismes gouvernementaux formellement mandatés tels que les unités ou agences de santé publique et les autorités sanitaires ou bien des organisations non gouvernementales telles que les organismes de bienfaisance en santé et les organisations sans but lucratif¹⁻⁶. Collectivement, ces organismes exercent leurs activités au sein d'un système de santé publique affecté par des décennies de restructuration, de contraintes budgétaires et de changements de priorités politiques.

Afin de faire le suivi des capacités en matière de prévention des maladies chroniques dans ce contexte en constante évolution, l'étude sur les capacités organisationnelles de santé publique (PHORCAST; <https://fr.celphie.ca/phorcast>) a été lancée en 2004. Il s'agit d'un recensement itératif, à l'échelle du Canada, des organismes de santé publique qui élaborent ou mettent en œuvre des initiatives de prévention des maladies chroniques à l'échelle régionale, territoriale, provinciale et nationale^{1,2,15-20}. Tous les organismes qui participent à PHORCAST ont pour mandat de mener des activités de prévention primaire des maladies chroniques à l'échelle de la population ou de promotion d'un mode de vie sain. Bien que PHORCAST ait fourni des données quantitatives précieuses sur les mesures des capacités organisationnelles^{1,2,16}, sur la collaboration interorganisationnelle et les réseaux de ressources¹⁵ ainsi que sur les tendances en matière de stratégies de santé publique pour la prévention des maladies chroniques et la promotion d'un mode de vie sain¹⁷⁻²⁰, on en sait peu sur la manière dont les organismes de santé publique font face à des obstacles systémiques en matière de prévention des maladies chroniques.

Dans le cadre de cette sous-étude qualitative des organismes de prévention des maladies chroniques, nous nous appuyons sur les données de PHORCAST recueillies en 2023 pour explorer les pressions perçues, notamment le sous-financement chronique, les changements de politiques, les transitions dans le leadership, le redéploiement de personnel et les réformes structurelles. En nous appuyant sur les points forts de l'enquête qualitative pour éclairer les expériences et les adaptations organisationnelles^{21,22}, nous visons à offrir une compréhension contextualisée des réalités opérationnelles qui façonnent la prévention des maladies chroniques au Canada aujourd'hui.

Méthodologie

Une sous-étude qualitative a été intégrée à PHORCAST 2023, dans le but de recueillir des données auprès de tous les organismes de santé publique régionaux, territoriaux, provinciaux et nationaux qui ont un mandat de prévention primaire des maladies chroniques au Canada^{1,2,16,17,19}. Les organismes pouvant participer à PHORCAST sont les autorités sanitaires régionales, territoriales et provinciales, les

unités et organismes de santé publique, les ministères, les organismes paragouvernementaux (c.-à-d. ceux financés par le gouvernement mais agissant de manière indépendante), les organismes de bienfaisance en santé et leurs sections régionales, territoriales et provinciales, les autres organisations non gouvernementales et sans but lucratif, les centres de ressources et les associations professionnelles. Cet inventaire des organismes a été établi en 2004 et mis à jour en 2010 et en 2023.

Nous avons d'abord dressé une liste exhaustive des organismes candidats dans chaque province et territoire et à l'échelle nationale, en effectuant des recherches rigoureuses sur Internet. Nous avons ensuite validé cette liste pour nous assurer qu'elle était complète en consultant des experts ayant une connaissance étendue du paysage de la santé publique à l'échelle régionale, territoriale, provinciale et nationale au Canada. Pour mettre à jour l'inventaire en 2010 et 2023, nous avons vérifié la pérennité des organismes ayant participé ou n'ayant pas participé aux cycles précédents de collecte de données, en incluant des organismes précédemment inadmissibles, car les mandats des organismes peuvent changer au fil du temps. Nous avons ensuite effectué d'autres recherches sur Internet et consulté d'autres sources (listes de diffusion provinciales et territoriales, bases de données sur les membres, experts de chaque province et territoire, experts nationaux) afin de sélectionner les organismes ayant commencé leurs activités depuis l'inventaire précédent et afin de confirmer leur admissibilité en fonction de leur mandat. Nous avons également vérifié l'admissibilité des organismes déjà en place qui fonctionnent avec de nouvelles divisions de prévention des maladies chroniques ou qui proposent de nouveaux types d'activités, ainsi que les organismes issus de la fusion d'au moins deux organismes ayant déjà été participants.

L'inventaire rassemble les organismes de santé publique qui développent ou adaptent des initiatives de prévention primaire des maladies chroniques (par exemple, des programmes, politiques ou pratiques) et qui transfèrent ces initiatives à d'autres organismes (appelés « organismes ressources ») et ceux qui fournissent ou mettent en œuvre des initiatives de prévention des maladies chroniques pour la population dans son ensemble ou pour des sous-groupes spécifiques (appelés

« organismes utilisateurs »). Plus précisément, il s'agit d'organismes de santé publique ayant pour mandat la prévention primaire à l'échelle de la population des maladies chroniques (cancer, maladies cardiovasculaires, diabète, maladies respiratoires chroniques) ou la promotion d'un mode de vie sain, ou bien ayant pour mandat spécifique une alimentation saine, la lutte contre le tabagisme ou l'activité physique. Les organismes se concentrant exclusivement sur la prévention secondaire ou tertiaire, la recherche, la collecte de fonds, la défense des droits ou le transfert de connaissances ont été exclus, tout comme ceux exerçant leurs activités uniquement à l'échelle locale^{1,2,15-20}.

En 2023, tous les organismes admissibles (n = 335) ont été invités à participer. Nous avons d'abord contacté un gestionnaire principal au sein de chaque organisme afin de confirmer son admissibilité et de sélectionner un informateur clé, défini comme la personne la mieux informée sur les activités de prévention des maladies chroniques de l'organisme. Les gestionnaires principaux pouvaient se qualifier eux-mêmes ou nommer un autre membre du personnel. Les informateurs clés ont été contactés par courriel afin de confirmer la pertinence de leur sélection et ont ensuite été invités à remplir le questionnaire de PHORCAST, disponible en ligne sur la plateforme LimeSurvey (LimeSurvey GmbH, Hambourg, Allemagne). Ils pouvaient remplir le questionnaire de manière indépendante ou être interrogés par le coordinateur de l'étude ou un enquêteur par Zoom (Zoom Communications, San Jose, Californie, États-Unis), conformément aux procédures normalisées de PHORCAST^{23,24}.

Les informateurs clés (appelés « participants » dans la suite du texte) ont reçu pour instruction de répondre au nom de leur organisme en reflétant les expériences collectives plutôt que leurs perspectives individuelles. Après les questions fermées, les participants ont été invités à formuler des commentaires supplémentaires à l'aide d'une question ouverte, générale et non directive : « Avez-vous d'autres commentaires? »

Cette sous-étude est fondée sur les réponses écrites ou orales de 70 organismes concernant les obstacles à la prévention des maladies chroniques. Quinze d'entre eux ont été exclus parce qu'ils s'étaient concentrés uniquement sur les réponses au

questionnaire, ce qui a mené à un échantillon analytique final de 55 participants.

Nous avons adopté un modèle qualitatif descriptif pour synthétiser les perspectives organisationnelles sur les obstacles à la prévention des maladies chroniques avec un minimum d'inférence interprétative^{25,26}. Cette approche a été choisie pour fournir une description des expériences rapportées qui soit pertinente pour la pratique et qui utilise le langage des participants. Les données ont été analysées à l'aide d'une approche inductive d'analyse de contenu, où les codes sont dérivés directement des données plutôt qu'imposés a priori. Deux chercheurs ont codé indépendamment toutes les réponses et ont élaboré une liste de codage commune dans le cadre d'une discussion itérative. Les différences mineures (12 des 125 références codées; 9,6 %), qui correspondaient généralement à la création d'une catégorie pertinente supplémentaire par l'un des codeurs, ont été résolues par discussion.

Sur les 55 réponses des organismes, 29 ont été fournies verbalement dans le cadre d'entrevues par Zoom et 26 ont été soumises par écrit. Les réponses orales se sont révélées généralement plus détaillées (médiane de 236 mots; fourchette de 76 à 1604 mots) et les réponses écrites ont eu tendance à être plus courtes mais substantielles (médiane de 58 mots; fourchette de 9 à 178 mots). Chaque réponse pouvait être codée dans plus d'une catégorie. La fréquence d'apparition des catégories dans les réponses a été comptabilisée et elle est présentée de manière descriptive afin d'illustrer la répartition des enjeux signalés par les organismes.

La détermination des schémas s'est appuyée sur les principes généraux de l'analyse thématique décrits par Braun et Clarke, en particulier la détermination de significations récurrentes dans un ensemble de données par une interaction récursive avec les données, sans adopter d'analyse thématique réflexive comme cadre méthodologique autonome²⁷. La crédibilité analytique a été renforcée par un double codage indépendant, des discussions d'équipe itératives et une vérification croisée des décisions de codage prises par des chercheurs ayant des antécédents expérimentaux différents et relevant de disciplines différentes. Nous avons eu recours à des discussions réflexives afin de renforcer la transparence analytique en analysant

comment les expériences professionnelles des chercheurs en santé publique et en matière d'initiatives à l'échelle du système ont pu influencer leurs décisions analytiques, conformément aux pratiques descriptives qualitatives.

Toutes les transcriptions ont été anonymisées. Les citations des propos des participants ont été identifiées par la lettre majuscule P et le numéro anonymisé du participant (par exemple P50). Elles sont traduites librement de l'anglais dans le cadre de cet article.

Approbation éthique

Les procédures de l'étude ont été approuvées par le comité d'éthique en recherche de Unity Health Toronto (21-240) et par le comité d'éthique en recherche du Centre de recherche du CHUM (2022-10366). Tous les participants ont fourni leur consentement éclairé.

Résultats

En 2023, PHORCAST a réalisé une enquête auprès de 298 organismes de santé publique ayant un mandat de prévention des maladies chroniques, soit 89 % des organismes admissibles. L'âge médian des 55 organismes qui ont répondu à la question ouverte était de 50 ans. La plupart (75 %) d'entre eux étaient des organismes utilisateurs, et 47 % étaient des organismes gouvernementaux formellement mandatés. Plus de la moitié (58 %) des organismes se consacraient entièrement à la prévention des maladies chroniques tandis que 42 % hébergeaient des unités de prévention des maladies chroniques. Les organismes desservaient diverses zones géographiques, la plus grande partie d'entre eux exerçant leurs activités à l'échelle régionale (31 %) ou provinciale ou territoriale (40 %). Près de la moitié (51 %) desservaient des zones géographiques de plus de 500 000 habitants (tableau 1).

Les participants ont fait état de plusieurs obstacles qui se chevauchent et qui entravent les activités de prévention des maladies chroniques à l'échelle de leur organisme. À l'échelle des 55 organismes, 125 références codées ont été sélectionnées puis synthétisées autour de 5 thèmes clés (tableau 2). Les obstacles les plus fréquemment mentionnés sont liés aux capacités organisationnelles et à la mise en œuvre des programmes (n = 38), aux

TABLEAU 1
Caractéristiques des organismes de prévention des maladies chroniques ayant fourni des commentaires sur les obstacles à la prévention des maladies chroniques (n = 55), PHORCAST, Canada, 2023

| Caractéristiques | Proportion |
|--|-------------|
| Âge médian en années (écart interquartile [EI]) | 50 (25-100) |
| Organisme utilisateur (%) | 75 |
| Organisme ressource (%) | 15 |
| OFM (%) | 47 |
| ONG (%) | 53 |
| Organismes entièrement dédiés à la PMC (%) | 58 |
| Organismes hébergeant des unités de PMC (%) | 42 |
| Zone géographique desservie (%) | |
| Sous-région | 7 |
| Région | 31 |
| Province/territoire | 40 |
| Plusieurs provinces/territoires | 11 |
| Canada | 11 |
| Taille de la population desservie (%) | |
| < 50 000 hab. | 7 |
| 50 000 à 99 999 hab. | 2 |
| 100 000 à 199 999 hab. | 27 |
| 200 000 à 499 999 hab. | 13 |
| 500 000 à 1 000 000 hab. | 13 |
| > 1 000 000 hab. | 38 |
| Nombre médian de membres du personnel à temps plein chargé de la PMC, n (EI) | 67 (8-300) |
| Nombre médian de bénévoles, n (EI) | 25 (9-60) |

Abréviations : EI, écart interquartile; hab., habitants; OFM, organisme formellement mandaté; ONG, organisation non gouvernementale; PHORCAST, étude sur les capacités organisationnelles de santé publique; PMC, prévention des maladies chroniques.

Remarque : Les organismes classés dans les catégories « plusieurs provinces/territoires » et « Canada » sont distincts et il n'y a pas de chevauchement entre ces deux catégories.

perturbations des activités de prévention des maladies chroniques dues à la pandémie de COVID-19 (n = 30) et aux politiques et systèmes (n = 28). Les obstacles liés à l'établissement de collaborations et de partenariats (n = 16) et à la mobilisation de collectivités diverses (n = 13) ont été moins souvent mentionnés (tableau 2).

Capacités organisationnelles et mise en œuvre des programmes

Le manque chronique de ressources est apparu comme un défi majeur. Les participants ont fait état d'une situation chronique où il faut « faire plus avec moins », exacerbée par l'inflation et par la stagnation

des budgets. Les allocations budgétaires ont souvent failli à tenir compte de l'ampleur et de la complexité croissantes du travail de prévention des maladies chroniques. Un participant a expliqué qu'en dépit de la croissance rapide du programme,

[...] nous ne recevons que le montant que nous avons toujours reçu, et il n'y a pas d'accommodement pour le coût, vous savez, l'indice des prix à la consommation, sur le plan de l'augmentation des choses, nos frais de consultation, ce genre de choses augmentent. [P50, organisme ressource]

Cette stagnation financière a créé des obstacles pratiques à tous les niveaux de mise en œuvre, en particulier pour les unités plus petites et plus éloignées. Certains organismes ont mentionné la manière dont l'isolement géographique compliquait leur capacité à attirer des talents et à obtenir des ressources adéquates :

Nous sommes une très petite organisation dans notre province, nous sommes les plus petits, avec seulement 35 000 personnes. Il nous est donc toujours difficile d'obtenir ces ressources. Nous sommes également très, très éloignés de la plupart des centres géographiques, et il est donc difficile de trouver des étudiants prêts à venir, à déménager ou à participer dans ces conditions [P118, organisme utilisateur].

Entre-temps, la demande de services de prévention (programmes locaux sur le mode de vie, initiatives en matière de santé à l'école et en milieu de travail, dépistage des maladies chroniques, campagnes d'éducation ou de sensibilisation du public, etc.) a considérablement augmenté depuis l'assouplissement des restrictions liées à la pandémie, ce qui exerce une pression supplémentaire sur des infrastructures et un personnel déjà réduits. Ainsi, de nombreux organismes ont indiqué que leur capacité à répondre à cette demande n'a pas suivi le rythme : « Au fur et à mesure que la situation s'est améliorée, la demande de prévention des maladies chroniques a été forte, mais la formation et les ressources des programmes essentiels ont été faibles » [P165, organisme utilisateur].

Il en résulte une main-d'œuvre en mode de réactivité qui est poussée à ses limites, s'efforce de répondre aux besoins croissants

TABLEAU 2
Thèmes dans les descriptions des obstacles organisationnels à la prévention des maladies chroniques par les participants, PHORCAST, Canada, 2023

| Thème clé | Fréquence, n |
|--|--------------|
| Capacités organisationnelles et mise en œuvre des programmes | 38 |
| Incidences de la pandémie de COVID-19 sur les activités de PMC | 30 |
| Politiques et systèmes | 28 |
| Collaboration et partenariats | 16 |
| Atteindre et mobiliser des collectivités diverses | 13 |

Abréviations : PHORCAST, étude sur les capacités organisationnelles de santé publique; PMC, prévention des maladies chroniques.

Remarque : Au total, 125 références codées aux obstacles à la PMC ont été sélectionnées, relevant de 55 organismes, et elles ont été synthétisées autour de 5 thèmes clés. Le nombre médian de thèmes mentionnés par les participants était de 2, avec une fourchette allant de 1 à 5.

de la collectivité mais manque des ressources financières et humaines nécessaires pour soutenir les programmes actuels, sans parler de l'innovation ou de l'expansion de nouveaux programmes. Plusieurs participants ont exprimé leur frustration concernant le fait que, malgré de bonnes idées et de bonnes intentions, des contraintes structurelles limitent leur capacité à mettre en œuvre des programmes ambitieux ou à forte incidence :

Il y a tant de choses à faire dans un environnement où les ressources sont limitées [...] on peut élaborer le meilleur programme possible, mais on n'a pas toujours les fonds nécessaires pour le mettre en œuvre à grande échelle et le diffuser. Nous devons toujours faire des choix par rapport aux endroits que nous pouvons atteindre [...] [P197, organisme utilisateur].

Un autre participant s'est exprimé dans le même sens :

Nous avons dû revoir nos budgets de telle sorte que nous n'avons plus d'argent pour la formation de nos entraîneurs d'activités parce que nous devons survivre en tant qu'organisation, alors que nous devons aller chercher d'autres financements et plus d'argent pour réaliser l'encadrement d'activités [P50, organisme ressource].

Ces points de vue illustrent la manière dont le manque de financement entrave non seulement les activités quotidiennes, mais éloigne également les organismes du renforcement proactif de leurs capacités ou de la planification à long terme. Comme l'exprime un participant, « nous n'avons tout simplement pas les ressources nécessaires pour un tel niveau de mise en œuvre » [P197, organisme utilisateur].

En bref, bien que l'innovation et l'expansion soient des objectifs d'envergure, les organismes demeurent ancrés dans un mode de survie, et font des compromis stratégiques qui donnent la priorité à la faisabilité plutôt qu'à des programmes plus ambitieux.

Obstacles systémiques et liés aux politiques

Les participants ont dépeint un paysage politique qui sous-évalue la prévention et oblige les organismes à agir de manière

réactive plutôt que stratégique. Le contexte financier a été décrit comme instable, souvent motivé par des programmes politiques à court terme plutôt que par des résultats en matière de santé à long terme. Cette instabilité oblige les organismes à ajuster continuellement leurs priorités pour obtenir du financement, une pratique qui nuit à la continuité et à la planification stratégique :

[...] si le gouvernement fédéral ou le gouvernement provincial a une priorité, et que c'est là que vous allez, puis l'année suivante, ils changent de priorité et vous courez après cet argent, vous n'aurez jamais l'élan dont vous avez besoin, parce que vous changez de mode de vie. Cela prend des années [...] Il n'est pas possible de le faire dans le cadre d'un programme de six semaines. Cela n'arrive tout simplement pas [P144, organisme utilisateur].

La description de cette vision à court terme a été reprise par d'autres participants qui ont mentionné un contexte des politiques fragmenté, auquel il manque une vision ou une coordination globale. Au lieu de stratégies intégrées et fondées sur des données probantes, les organismes se heurtent souvent à une approche dispersée à l'échelle provinciale ou territoriale :

Ce qu'ils ont fait, c'est un ensemble de mesures disjointes et ponctuelles, au lieu d'une approche exhaustive de ce travail [...]. Je pense qu'il y a des possibilités significatives pour nous [dans la province], si le ministère et le gouvernement provincial participaient à l'analyse de certains de ces enjeux et fournissaient les ressources dont ils disposent [P57, organisme utilisateur].

Les participants ont également souligné que les cultures politiques et organisationnelles ont tendance à donner la priorité à des programmes visibles et facilement quantifiables plutôt qu'à des mesures stratégiques en amont qui favorisent la santé de la population. Cette focalisation sur une optique à court terme compromet les investissements dans des stratégies de prévention à plus long terme :

Le manque de compréhension, mais aussi [...] les politiciens sont très axés sur la programmation, pour dire, vous savez, ils veulent être capables d'aligner des chiffres, et ils n'ont

donc pas la même reconnaissance ou compréhension de l'importance d'une politique de santé publique pour créer une population en meilleure santé [P185, organisme utilisateur].

De même, les participants ont exprimé leur frustration par rapport au fait que, malgré les appels répétés à rééquilibrer le financement des soins actifs en faveur de la prévention, la promotion de la santé continue de recevoir des investissements insuffisants et seulement à court terme :

Le manque de reconnaissance du fait que la promotion de la santé sera rentable, qu'elle produira des dividendes à l'avenir [...] les initiatives de réduction des coûts des soins de santé ciblent les activités de promotion de la santé à court terme, qui ont une incidence sur la santé et le bien-être à long terme des personnes. [...] Même si de nombreux rapports ont fait état du transfert du financement des soins actifs vers la promotion de la santé et la santé de la population, ce transfert n'a pas encore eu lieu [P118, organisme utilisateur].

Outre les lacunes en matière de financement et de politiques, des contraintes structurelles plus larges ont été mises en évidence. Les unités de santé publique intégrées dans les structures gouvernementales sont souvent limitées dans leur capacité à communiquer directement avec le public, en particulier sur les questions sensibles ou politisées. Cette restriction limite la visibilité des efforts de prévention et empêche la diffusion de messages de santé publique en temps opportun :

Il y a beaucoup d'ingérence politique dans la santé publique parce qu'il ne s'agit pas d'un bureau indépendant [...] mais cela rend les choses vraiment difficiles parce que [...] nous faisons beaucoup de travail dans les communications, les médias sociaux, les campagnes [et] toutes ces sortes de choses, en élaborant des fiches d'information et des infographies qui seraient utiles pour le transfert de connaissances au public. Mais elles ne sont pas diffusées, parce qu'elles sont arrêtées par quelqu'un à un échelon supérieur [P185, organisme utilisateur].

Une telle ingérence renforce le déséquilibre qui existe depuis longtemps entre les

soins actifs et la prévention, un thème qui a été mentionné à plusieurs reprises. Plusieurs participants ont noté que, alors que les maladies chroniques sont responsables de la majorité de la morbidité et de la mortalité, les efforts de prévention continuent d'être éclipsés par des priorités réactives en matière de soins : « Je pense que la prévention des maladies chroniques est largement sous-financée [...]. Nous perdons plus de personnes à cause des maladies chroniques que des maladies transmissibles » [P135, organisme utilisateur].

Outre l'ingérence politique, les participants ont décrit les défis structurels propres au secteur qui ont entravé la capacité des organismes à mettre en œuvre des programmes de prévention à l'échelle des collectivités. L'un de ces problèmes a été la perte de bénévoles à la suite de la pandémie de COVID-19, une main-d'œuvre qui a toujours joué un rôle essentiel dans la mise en œuvre des programmes. Un participant a expliqué :

Les bénévoles ne sont pas revenus. Que ce soit [parce qu'ils ne veulent pas tomber malades, ou [parce qu'ils ont passé entre 18 mois et 2 ans sans faire de bénévolat, et qu'ils se sont dit que c'était super, mais qu'ils ne voulaient plus faire de bénévolat [...]. Nous essayons de comprendre exactement ce qui se passe à l'échelle de la collectivité [P142, organisme utilisateur].

Pris ensemble, ces récits brossent le tableau d'un système continuellement remis en question par des vents politiques changeants et entravé par des obstacles institutionnels à la communication et à la continuité. Voici l'effet cumulatif : un secteur de la prévention des maladies chroniques incapable de réaliser son plein potentiel en raison d'investissements incohérents, d'une autonomie insuffisante et d'un contexte politique qui privilégie souvent la visibilité et les gains à court terme plutôt que l'amélioration durable de la santé de la population.

L'incidence de la pandémie de COVID-19 sur les activités de prévention des maladies chroniques

Les participants ont généralement décrit la pandémie de COVID-19 comme une perturbation profonde des efforts de prévention des maladies chroniques, dont les effets se sont fait sentir bien au-delà de la

période de crise aiguë. Lorsque les systèmes de santé publique se sont orientés vers l'intervention d'urgence, presque tous les programmes de prévention des maladies chroniques ont été interrompus, privés de financement ou mis à l'écart. Le mandat de nombreux organismes a été temporairement suspendu, et le personnel a été réaffecté à la gestion de l'épidémie et aux efforts de vaccination. Comme l'a expliqué un participant, « de mars 2020 à environ, je dirais, mars 2021, nous n'avons vraiment pas fait de travail de prévention des maladies chroniques » [P163, organisme utilisateur]. D'autres ont fait état d'un arrêt presque total des activités de promotion de la santé de longue date, qui a entraîné une coupure entre les organismes et les collectivités qu'elles desservent : par exemple, « [...] un arrêt complet de toutes nos activités pour la promotion de la santé des collectivités [ce qui nous a laissé] en position de faiblesse lorsqu'il a fallu comprendre ce qui s'est passé dans nos collectivités au cours des dernières années » [P 149, organisme utilisateur].

Outre l'interruption de la prestation de services, la pandémie de COVID-19 a entraîné des retards en cascade dans la mise en œuvre, dans la recherche et dans l'évaluation des programmes. Les répercussions de cette perturbation se sont fait sentir sur les plans des échanciers, des partenariats et de la planification stratégique : « La COVID-19 a retardé et ralenti les échanciers de certaines activités de transfert essentielles [...] elle a probablement fait reculer les équipes de [...] deux ans » [P79, organisme ressource].

Au-delà des revers sur le plan opérationnel, les participants ont décrit les dommages durables causés à la cohésion interne et à la collaboration externe. Le redéploiement du personnel a fragmenté les équipes, détourné l'attention des mandats principaux et affaibli la culture organisationnelle. Des partenariats de longue date avec les collectivités ont également été mis à rude épreuve, voire totalement perdus : « Les partenariats au sein de la collectivité ont été affectés. Les relations au sein de la division [...] ont été affectées [...] les changements structurels du système [...] ont créé des obstacles » [P185, organisme utilisateur]. Ces pertes relationnelles ont été aggravées par une réticence à reprendre des activités en personne. Bien que certains organismes aient tenté de reprendre les programmes de groupe,

ils se sont heurtés à une participation réduite et à une peur persistante : « La première chose que nous avons constatée [...] est le manque de personnes qui veulent revenir après [...] à cause de la peur générale d'être en groupe [...] il n'y a pas de solution toute faite pour cela » [P175, organisme utilisateur].

Bien que quelques participants aient mentionné des points positifs, tels qu'une prise de conscience accrue des déterminants sociaux de la santé ou l'importance de renforcer les liens communautaires pendant les crises, la plupart d'entre eux ont exprimé le sentiment que le secteur est toujours en convalescence. Pour beaucoup, le retour aux activités courantes de la prévention des maladies chroniques est demeuré partiel ou symbolique, limité par des goulets d'étranglement non résolus et des priorités permanentes liées à la pandémie :

Au bout d'un an, les gens se sont mis d'accord sur le fait qu'il était temps de retirer [les professionnels des fonctions de] promotion de la santé [liées à la COVID-19] et de laisser les gens retourner à leurs affaires, mais cela n'a pas vraiment signifié grand-chose, parce que nous n'avons pas réussi à publier quoi que ce soit. Il s'agissait encore de la COVID-19 [P185, organisme utilisateur].

Ces réflexions illustrent la manière dont la pandémie a non seulement interrompu les activités de prévention des maladies chroniques à court terme, mais a également introduit des obstacles systémiques et relationnels supplémentaires. Cette incidence cumulative se traduit par des équipes fracturées, des innovations bloquées, des partenariats affaiblis et une incertitude persistante quant à l'avenir de la prévention au sein de systèmes de santé publique encore marqués par l'intervention de crise.

Atteindre et mobiliser des collectivités diverses

Les participants ont mis l'accent sur les obstacles qui empêchent de garantir que les efforts déployés dans le cadre de la prévention des maladies chroniques atteignent et touchent équitablement des collectivités diverses. Nombre d'entre eux ont indiqué que les modèles standard de mise en œuvre des programmes (en particulier ceux qui s'appuient fortement sur des

plateformes numériques) risquent d'exclure des populations déjà mal desservies par le système de santé. Bien que les outils numériques aient élargi la portée des programmes pour certaines populations, ils ont introduit de nouveaux obstacles pour d'autres. Comme l'a fait remarquer un participant, « nous nous concentrons sur les collectivités racisées ou marginalisées, en particulier les Autochtones [...] un monde virtuel ne correspond pas à leurs préférences culturelles » [P69, organisme utilisateur]. Cette remarque relève d'une reconnaissance plus large du fait que les solutions technologiques, bien qu'efficaces, ne sont pas neutres sur le plan culturel. Pour de nombreux groupes, en particulier ceux qui ont des visions du monde différentes ou des antécédents de marginalisation, l'engagement numérique peut sembler déconnecté ou inaccessible.

L'exclusion numérique a également été signalée comme un problème majeur pour les aînés, qui sont souvent moins à l'aise ou moins équipés pour s'orienter dans les systèmes en ligne. Les participants ont mentionné le défi que représente l'équilibre entre l'innovation et l'accessibilité, en particulier dans les zones rurales ou mal desservies, où l'infrastructure Internet est limitée :

Nous avons toujours affaire au groupe des 55 ans et plus, des 50 ans et plus; [ce qui fait qu'on] doit utiliser tous les moyens de communication, y compris l'imprimé et le courrier postal. Beaucoup de choses ne sont disponibles qu'en ligne, [ce qui] n'est pas utile, surtout quand certaines parties de notre province n'ont même pas d'Internet... il y a des personnes de 87 ans qui n'ont jamais eu d'ordinateur et qui n'en veulent pas. Atteindre certaines personnes au sein d'un groupe démographique [...] ce n'est pas un groupe homogène [P172, organisme utilisateur].

Ces fractures numériques et générationnelles ont été aggravées par des pressions économiques croissantes, qui ont encore limité l'accès aux programmes et aux aides. Un participant a souligné que les contraintes financières (en particulier pour les personnes à revenu fixe) ont aggravé les inégalités préexistantes : « Avec l'augmentation du coût des choses, la situation s'est aggravée sur le plan de l'accessibilité pour certaines personnes [...] à revenu fixe [...] nous voyons beaucoup de gens

qui ont des difficultés aujourd'hui alors qu'ils n'en avaient pas auparavant » [P172, organisme utilisateur].

Les participants ont appelé à s'éloigner des interventions étroites et individuelles pour adopter des modèles plus holistiques, inclusifs et axés sur la collectivité. La volonté d'intégrer l'équité, la sécurité culturelle et les systèmes de connaissances autochtones dans la pratique de prévention des maladies chroniques a été clairement exprimée. Un organisme a décrit l'évolution de son approche :

Nous nous concentrons sur la collectivité en tant que client, et non sur les individus, et nous nous éloignons des facteurs de risque modifiables pour nous intéresser à l'équité, à l'équité raciale, à l'environnement bâti, etc. Nous apprenons et grandissons [...] nous essayons d'être humbles et ouverts à l'approche à double perspective et à de nouveaux modes de connaissance. [P61, organisme utilisateur]

Ces explications témoignent d'une prise de conscience croissante du fait que l'obtention de résultats équitables en matière de prévention des maladies chroniques nécessite plus qu'une adaptation : elle nécessite une transformation. Les programmes doivent aller au-delà des messages génériques sur les risques et adopter des modèles de prestation qui tiennent compte des valeurs culturelles et des réalités économiques et qui sont conçus en collaboration avec les personnes qu'ils visent à servir. L'appel n'est pas seulement à l'inclusion, mais à un partenariat significatif, fondé sur le respect, la réciprocité et la pertinence.

Collaboration et partenariats

Les participants ont systématiquement souligné que la collaboration est à la fois essentielle et difficile dans le contexte actuel de la prévention des maladies chroniques. Bien que les partenariats intersectoriels soient largement reconnus comme essentiels pour s'attaquer aux déterminants complexes de la santé, beaucoup ont fait état d'un système fragmenté où la collaboration est favorisée de manière rhétorique mais n'est pas soutenue structurellement. Les organismes se retrouvent souvent en concurrence pour des fonds limités, ce qui nuit à la confiance et à l'action concertée. Selon un participant :

Il semble que tout le monde chante la même chanson, mais d'un point de vue différent [...] nous sommes tous en compétition pour les mêmes subventions et le même financement [...] nous rencontrons ces organismes et nous disons, comment pouvons-nous nous aider les uns les autres, mais il n'y a pas de financement pour augmenter la capacité des organismes à se développer ensemble [P95, organisme ressource].

En l'absence de financement durable et d'infrastructures pour soutenir le travail de partenariat, la collaboration demeure souvent informelle, à court terme, ou dépendante de relations personnelles plutôt que d'une conception à l'échelle du système. Le même participant a proposé un modèle dans lequel les bailleurs de fonds favoriseraient et coordonneraient les efforts conjoints : « Nous vous accorderons une subvention si vous êtes capable de bien jouer ensemble [...] et nous placerons un intermédiaire auprès de vous, pour vous aider [...] » [P95, organisme ressource]. Cette vision évoque la nécessité de structures intermédiaires (telles que des organismes de soutien, des facilitateurs neutres ou des rassembleurs) qui peuvent combler les lacunes entre les secteurs et réduire le fardeau administratif d'équipes de prévention des maladies chroniques surchargées.

D'autres ont fait écho à l'appel à la coordination à l'échelle du système et ont estimé que le leadership provincial ou territorial avait un rôle clé à jouer dans l'harmonisation des initiatives locales. Plutôt que de nouveaux investissements massifs, les participants ont plaidé en faveur d'une gouvernance plus intelligente et d'un leadership facilitateur susceptibles de réduire les doublons et d'accroître la portée collective :

Si le ministère et si le gouvernement provincial participaient ... et ce que je veux dire par là n'implique pas d'investissements supplémentaires importants [...] j'ai l'impression que les gens vont aller dans des directions différentes, ce qui crée un environnement très chaotique [P57, organisme utilisateur].

La pandémie a également mis en lumière le rôle vital des relations à l'échelle locale dans la réponse aux besoins de santé publique. Dans certains cas, la crise a servi de catalyseur à l'approfondissement

de la mobilisation et de la coopération autour des déterminants sociaux de la santé :

[La pandémie de COVID-19] est en fait devenue un catalyseur, notamment en ce qui concerne les travaux menés dans des cadres organisés autour des déterminants sociaux de la santé. Pouvoir faire en sorte que davantage d'intervenants soient conscients de la nécessité d'agir sur les déterminants sociaux de la santé [P79, organisme ressource].

Plusieurs participants ont relevé des innovations prometteuses, telles que l'encadrement d'activités liées aux médecins, qui pourraient bénéficier d'une infrastructure et d'investissements intersectoriels plus importants. Ces modèles ont le potentiel d'établir un pont entre soins cliniques et soins communautaires, mais seulement s'ils sont mieux intégrés dans des systèmes de soutien plus larges :

Nous avons besoin de plus de ressources pour faire notre travail [...] l'encadrement d'activités va vraiment changer la donne [...] Nous ne comprenons pas pourquoi il n'y a pas plus de soutien pour ce que nous faisons et pour la prescription par les médecins et les professionnels de la santé [P143, organisme utilisateur].

Dans l'ensemble, ces réflexions indiquent que les partenariats ont besoin, pour être durables et efficaces, d'une structure de soutien et non d'une simple volonté de collaboration. Des investissements modestes mais stratégiques dans la coordination, les infrastructures partagées et l'harmonisation des politiques pourraient permettre de passer d'une collaboration ponctuelle à une prévention collective des maladies chroniques plus pérenne et plus influente.

Analyse

Cette analyse qualitative élargit la perspective des précédents cycles de PHORCAST en mettant en évidence ce qui est nouvellement significatif en 2023, et pas seulement ce qui demeure important. Les participants ont décrit les effets cumulés d'un sous-financement de longue date, de l'inflation de l'après-pandémie, de l'attrition de la main-d'œuvre et de l'affaiblissement des infrastructures de partenariat, qui se traduisent par une forme qualitativement différente de pression liée aux

capacités des organismes. La pandémie de COVID-19 a été systématiquement présentée comme un amplificateur de vulnérabilités structurelles préexistantes plutôt que comme un facteur explicatif à part, accélérant des processus déjà en cours. Par rapport aux résultats précédents de PHORCAST^{1,2,15-20}, les témoignages des participants suggèrent que l'érosion des capacités en matière de prévention des maladies chroniques semble plus enracinée et moins récupérable, avec moins de tampons organisationnels disponibles pour absorber les chocs du système. La dépendance continue à l'égard des cycles de financement à court terme, combinée aux attentes croissantes en matière de programmes axés sur l'équité et répondant aux besoins des collectivités, impose des contraintes nouvelles et supplémentaires aux organismes qui exercent leurs activités dans un contexte politique et fiscal de plus en plus instable.

Un thème dominant émergeant des réponses est la présence d'attentes insoutenables envers les organismes de santé publique de « faire plus avec moins », une situation exacerbée par l'inflation et la stagnation des budgets. Ces contraintes limitent non seulement la mise en œuvre des initiatives de prévention des maladies chroniques, mais réduisent également la capacité d'innovation, d'évaluation et d'intensification. Ces préoccupations font écho à des critiques antérieures concernant la priorité insuffisante accordée à la promotion de la santé au sein les cadres des politiques canadienne en matière de santé³⁻⁸. Étant donné que les organismes sont obligés de privilégier la prestation de services de base au détriment du développement stratégique, le potentiel de transformation en matière de prévention est considérablement affaibli.

L'instabilité et la fragmentation des politiques sont apparues comme des menaces supplémentaires aux capacités en matière de prévention des maladies chroniques. Les participants ont décrit un contexte de financement imprévisible, qui oblige les organismes à « courir après l'argent » en réponse aux changements de priorités politiques, ce qui empêche toute planification à long terme et tout élan soutenu. Ce constat rejoint les critiques plus générales sur la gouvernance fragmentée de la santé publique au Canada et ses conséquences sur l'intégration des systèmes et l'équité en matière de santé³⁻⁸. En l'absence d'une stratégie stable et coordonnée pour la

prévention des maladies chroniques à l'échelle provinciale, territoriale et fédérale, les efforts demeurent cloisonnés et redondants, et se limitent souvent à des initiatives à court terme qui manquent de cohérence²⁸.

La pandémie de COVID-19 a accentué la déstabilisation des opérations de prévention des maladies chroniques, ce qui révèle des vulnérabilités de longue date en matière d'infrastructure de la santé publique. La plupart des organismes ont connu un redéploiement généralisé du personnel et une suspension de leurs programmes, dont les effets résiduels se sont prolongés bien au-delà de la phase aiguë de la crise. Ces résultats concordent avec les analyses globales des effets perturbateurs de la pandémie sur les secteurs de la prévention et de la promotion de la santé¹². Outre les revers sur le plan opérationnel, les participants ont fait état d'effets à long terme sur la cohésion interne des équipes et des partenariats externes, en soulignant que le rétablissement de la prévention des maladies chroniques doit intégrer non seulement le redémarrage des programmes, mais aussi la reconstruction des fondations organisationnelles et relationnelles. Ces enseignements vont aussi au-delà de la reprise après la pandémie et soulignent la nécessité de disposer de systèmes de prévention des maladies chroniques résilients, capables de résister à d'autres perturbations potentielles du système, telles que les urgences liées au climat (par exemple les incendies de forêt), les ralentissements économiques ou les défaillances de l'infrastructure numérique. Le renforcement de la flexibilité organisationnelle et de la coordination intersectorielle est essentiel pour garantir l'adaptation et le maintien en fonctionnement des systèmes de prévention en cas de crise.

Des obstacles liés à l'équité ont également été largement décrits au sein des organismes. Bien que les modèles de diffusion numérique se soient multipliés pendant la pandémie, ils ont souvent échoué à faire participer les aînés, les populations à faibles revenus et les collectivités culturellement diverses. Les participants ont souligné le besoin d'adopter des approches multimodales, intégrant les composantes culturelles, afin d'aller au-delà des messages sur les risques individuels pour aborder les déterminants structurels de la santé. Cela traduit une évolution plus large du discours sur la santé publique

vers des cadres axés sur l'équité et reposant sur les collectivités²⁹⁻³¹. Plusieurs participants ont appelé à l'intégration des systèmes de connaissances autochtones, tels que l'approche à double perspective, soulignant le potentiel des modèles de prévention des maladies chroniques fondés sur la réconciliation qui honorent les diverses formes de savoir.

Bien que la collaboration soit considérée comme essentielle pour une prévention efficace des maladies chroniques, les participants l'ont décrite comme difficile à maintenir. Ils ont noté que les dispositions actuelles en matière de financement et de gouvernance n'offrent qu'un soutien réduit à un travail de partenariat durable. Des recherches antérieures indiquent que le succès à long terme nécessite une harmonisation entre les systèmes, une infrastructure de soutien et des mécanismes de coordination³². Les propositions de mesures de soutien intermédiaires et de modèles de financement qui favorisent la collaboration soulignent que des changements sont réalisables à l'échelle du système et sont susceptibles de débloquer de plus grandes capacités collectives sans nécessiter de nouveaux investissements majeurs.

Les résultats de notre étude concordent étroitement avec les récents appels à la transformation des systèmes de santé publique au Canada. Le rapport de l'administratrice en chef de la santé publique sur l'état de la santé publique au Canada 2021 souligne la nécessité d'un système de santé publique plus résilient, équitable et intégré, capable de relever des défis complexes en matière de santé des populations grâce à des investissements soutenus, à une infrastructure de données améliorée et à des partenariats intersectoriels plus solides³⁰. De même, les *Compétences essentielles en santé publique au Canada de 2025* offrent une vision modernisée de la pratique de la santé publique qui met l'accent sur l'équité, la résolution de problèmes complexes, la mobilisation des Autochtones et les capacités numériques³¹. Ces priorités font écho aux travaux de Mondal et ses collaborateurs³³, qui mentionnent les compétences organisationnelles et de leadership telles que la pensée systémique, la communication stratégique et la capacité à s'adapter aux complexités comme des éléments fondamentaux des compétences en santé publique. Les appels lancés par les participants en faveur d'un financement coordonné et à

long terme de la prévention des maladies chroniques, d'une conception des programmes sensible à l'équité et d'une infrastructure de soutien à la collaboration reflètent ces priorités nationales et académiques.

Enfin, bien que les participants aient souvent mis l'accent sur des stratégies pragmatiques telles que des investissements modestes et ciblés ou des partenariats locaux pour soutenir la prévention des maladies chroniques dans le cadre des contraintes actuelles, leurs points de vue témoignent également de la reconnaissance du fait que ces efforts seuls sont insuffisants. Par exemple, plusieurs propos soulignent la nécessité d'une réorientation des priorités, promise depuis longtemps, mais toujours absente, des soins actifs vers la prévention et des résultats à court terme vers les résultats à long terme en matière de santé de la population. Le sous-financement chronique et la fragmentation structurelle sont considérés comme des problèmes systémiques qui nécessitent des ajustements progressifs et des transformations plus larges de la manière dont la prévention est évaluée et gérée au Canada.

En résumé, cette étude souligne l'urgence de s'attaquer aux obstacles structurels et systémiques qui continuent d'affaiblir la prévention des maladies chroniques au Canada. En l'absence d'investissements à long terme, de cohérence politique et de conception axée sur l'équité, le fossé entre les objectifs de santé publique et les capacités organisationnelles ne fera que se creuser. Dans un contexte où les gouvernements s'efforcent de transformer les systèmes de santé à la suite de la pandémie, il est essentiel de positionner la prévention des maladies chroniques comme un élément fondamental (et non périphérique) de la santé de la population.

Points forts et limites

Parmi les points forts de cette étude, citons l'utilisation d'un modèle qualitatif descriptif, qui a permis d'obtenir des données contextuelles sur la manière dont les obstacles à la prévention des maladies chroniques sont perçus par les praticiens ayant une connaissance approfondie de leur organisme. L'analyse thématique a été menée indépendamment par deux chercheurs, ce qui a permis d'améliorer la rigueur analytique et la validité interprétative³⁴.

Parmi les limites, citons la présence d'un seul répondant pour chaque organisme, ce qui peut avoir limité la diversité des points de vue exprimés. Bien que la question ouverte ait été intentionnellement large pour favoriser la réflexion spontanée, elle a probablement introduit une variabilité dans la profondeur et l'orientation des réponses. De futures recherches pourraient intégrer des entrevues de suivi ou des questions incitatives ciblées afin d'explorer systématiquement certains domaines thématiques spécifiques.

Tous les organismes participants étaient bien établis et avaient entre 25 et plus de 100 ans d'existence. Leurs points de vue reflètent donc l'expérience d'organismes matures ayant une plus grande résilience et l'infrastructure nécessaire pour soutenir les efforts en matière de prévention des maladies chroniques malgré un sous-financement chronique. En revanche, nos résultats ne reflètent vraisemblablement pas les réalités des organismes plus récents ou moins bien établis ou ceux qui ont cessé d'exister entre les cycles de collecte de données de PHORCAST. Les recherches futures devraient également analyser la manière dont l'âge et la maturité de l'organisme influencent les capacités en matière de prévention des maladies chroniques, en particulier en cas de stress du système.

Recommandations en matière de politiques

Les résultats de cette étude vont dans le sens d'un ensemble d'orientations stratégiques plus ciblées et ancrées dans les faits, qui reposent sur les explications des participants. Plutôt qu'une vaste réforme du système, les participants ont souligné la nécessité de prendre des mesures pragmatiques pour soutenir la prévention des maladies chroniques dans les conditions actuelles. Cinq domaines prioritaires ont émergé. Premièrement, les gouvernements devraient fournir un financement de base stable et ajusté en fonction de l'inflation pour la prévention des maladies chroniques afin de soutenir le personnel, la continuité des programmes et des capacités opérationnelles de base^{29,35}. Les participants ont systématiquement mentionné les financements faibles ou à court terme comme un obstacle central qui limite la planification, l'intensification et la pérennité des programmes.

Deuxièmement, une cohérence accrue des politiques est nécessaire pour réduire les fréquents changements de priorités qui obligent les organismes à réorienter continuellement leurs efforts en fonction de l'évolution des objectifs politiques. Les participants ont insisté sur le fait que la prévention repose sur une longue durée incompatible avec des cycles de financement à court terme.

Troisièmement, la collaboration intersectorielle nécessite une infrastructure spécifique^{32,36}. Les participants ont souligné l'absence de mesures de soutien intermédiaires, de mécanismes de coordination et de financement des partenariats comme autant d'obstacles à une collaboration durable, malgré une forte volonté de travailler de manière intersectorielle.

Quatrièmement, les initiatives de prévention des maladies chroniques doivent être axées sur l'équité et adaptées du point de vue culturel²⁹. Les participants ont souligné la nécessité d'adopter des approches allant au-delà des modèles de prestation uniquement numériques, afin de mobiliser davantage les collectivités autochtones, les aînés, les populations rurales et d'autres groupes pour lesquels les modalités actuelles sont peu adaptées^{37,38}.

Cinquièmement, la reconstitution des capacités en matière de prévention des maladies chroniques à la suite des perturbations liées à une pandémie demeure une priorité urgente^{39,40}. Les participants ont fait état d'effets durables sur la stabilité des effectifs, les partenariats et la mémoire institutionnelle, ce qui indique que le rétablissement nécessite plus qu'un simple redémarrage des programmes.

Conclusion

Cette étude souligne que, 20 ans après le lancement de PHORCAST, les organismes de santé publique canadiens continuent de se heurter à des obstacles persistants et, dans certains cas, à une intensification de ces obstacles. En l'absence d'investissements soutenus, d'une orientation stratégique cohérente et d'un soutien à la collaboration et aux pratiques sensibles à l'équité, la prévention des maladies chroniques demeurera vulnérable aux chocs actuels et futurs du système.

Remerciements

Katerina Maximova est titulaire de la chaire de la Fondation de la famille

Murphy en interventions précoces. Maryam Marashi est titulaire d'une bourse de doctorat du Conseil de recherches en sciences humaines. Erin O'Loughlin a été titulaire d'une bourse salariale postdoctorale du Fonds de recherche du Québec – Santé (FRQ-S) au cours de cette étude. Jennifer O'Loughlin a été titulaire d'une chaire de recherche du Canada sur les déterminants précoces des maladies chroniques chez l'adulte de 2004 à 2021.

Financement

Le projet PHORCAST a été soutenu par une subvention de fonctionnement des Instituts de recherche en santé du Canada (subvention n° 170321).

Conflits d'intérêts

Jennifer O'Loughlin est membre du comité de rédaction de la revue, mais n'a pas participé au processus d'évaluation ni à la prise de décision éditoriale pour cet article.

Les auteures n'ont pas de conflits d'intérêts.

Contribution des auteures et avis

KM : conception, acquisition de financements, méthodologie, administration du projet, supervision, rédaction – première version du manuscrit, rédaction – relectures et corrections.

MM : analyse des données, rédaction – première version du manuscrit, rédaction – relectures et corrections.

EO'L : analyse des données, rédaction – première version du manuscrit, rédaction – relectures et corrections.

JO'L : conception, acquisition de financements, méthodologie, rédaction – relectures et corrections.

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

Références

1. Hanusaik N, O'Loughlin JL, Kishchuk N, Eyles J, Robinson Ké, Cameron R. Building the backbone for organisational research in public health systems: development of measures of

organisational capacity for chronic disease prevention. *J Epidemiol Community Health*. 2007;61(8):742-749. <https://doi.org/10.1136/jech.2006.054049>

2. Hanusaik N, O'Loughlin JL, Kishchuk N, Paradis G, Cameron R. Organizational capacity for chronic disease prevention: a survey of Canadian public health organizations. *Eur J Public Health*. 2010;20(2):195-201. <https://doi.org/10.1136/jech.2006.054049>
3. Hancock T. Erosion of public health capacity should be a matter of concern for all Canadians. *Can J Public Health*. 2017;108(5-6):e458-461. <https://doi.org/10.17269/CJPH.108.6556>
4. Guyon A, Hancock T, Kirk M, MacDonald M, Neudorf C, Sutcliffe P, et al. The weakening of public health: a threat to population health and health care system sustainability. *Can J Public Health*. 2017;108(1):e1-6. <https://doi.org/10.17269/CJPH.108.6143>
5. Raphael D. Social determinants of health: Canadian perspectives, 3^e éd. Toronto (ON) : Canadian Scholars Press; 2016.
6. Mikkonen J, Raphael D. Social determinants of health: the Canadian facts. Toronto (ON) : York University School of Health Policy and Management; 2010.
7. Potvin L. Canadian public health under siege. *Can J Public Health*. 2014;105(6):e401-403. <https://doi.org/10.17269/cjph.105.4960>
8. Sullivan P. Canada's public health system beset by problems: report. *CMAJ*. 2002;166(10):1319.
9. Shiell A, Hawe P, Gold L. Complex interventions or complex systems? Implications for health economic evaluation. *BMJ*. 2008;336(7656):1281-1283. <https://doi.org/10.1136/bmj.39569.510521.AD>
10. Bodkin A, Hakimi S. Sustainable by design: a systematic review of factors for health promotion program sustainability. *BMC Public Health*. 2020; 20:1-6. <https://doi.org/10.1186/s12889-020-09091-9>

11. Martin D, Miller AP, Quesnel-Vallée A, Caron NR, Vissandjée B, Marchildon GP. Canada's universal health-care system: achieving its potential. *Lancet*. 2018;391(10131):1718-35. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(18\)30181-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(18)30181-8)
12. Gollust SE, Nagler RH, Fowler EF. The emergence of COVID-19 in the US: A public health and political communication crisis. *J Health Polit Policy Law*. 2020;45(6):967-981. <https://doi.org/10.1215/03616878-8641506>
13. Maximova K, Marashi M, Holmes E, Mowat DL, Penney G, Paradis G, et al. Changements dans les ressources et les activités de prévention des maladies chroniques au Canada pendant la pandémie de COVID-19. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2025; 45(7-8):369-380. <https://doi.org/10.24095/hpcdp.45.7/8.03f>
14. Maximova K, Hanusaik N, Kishchuk N, Paradis G, O'Loughlin JL. Public health strategies promoting physical activity and healthy eating in Canada: are we changing paradigms? *Int J Public Health*. 2016;61(5):565-572. <https://doi.org/10.1007/s00038-016-0826-8>
15. Contandriopoulos D, Hanusaik N, Maximova K, Paradis G, O'Loughlin JL. Mapping collaborative relations among Canada's chronic disease prevention organizations. *Healthc Policy*. 2016;12(1):101-115. <https://doi.org/10.12927/hcpol.2016.24757>
16. Hanusaik N, Sabiston CM, Kishchuk N, Maximova K, O'Loughlin J. Association between organizational capacity and involvement in chronic disease prevention programming among Canadian public health organizations. *Health Educ Res*. 2015;30(2):206-222. <https://doi.org/10.1093/her/cyu062>
17. Hanusaik N, Contandriopoulos D, Kishchuk N, Maximova K, Paradis G, O'Loughlin JL; PHORCAST Decision-makers Advisory Committee. Chronically changing changes to the chronic disease Zlic health system 2004–2010. *Public Health*. 2014;128(8):716-724. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2014.05.016>
18. Hanusaik N, Maximova K, Kishchuk N, Tremblay M, Paradis G, O'Loughlin J. Does level of tobacco control relate to smoking prevalence in Canada: a national survey of public health organizations. *Can J Public Health*. 2012; 103(3):195-201. <https://doi.org/10.1007/BF03403812>
19. Hanusaik N, O'Loughlin JL, Paradis G, Kishchuk N. A national survey of organizational transfer practices in chronic disease prevention in Canada. *Health Educ Res*. 2011;26(4):698-710. <https://doi.org/10.1093/her/cyr029>
20. Elliott SJ, O'Loughlin J, Robinson K, Eyles J, Cameron R, Harvey D, et al.; Canadian Heart Health Dissemination Project Strategic and Research Advisory Groups. Conceptualizing dissemination research and activity: the case of the Canadian Heart Health Initiative. *Health Educ Behav*. 2003;30(3):267-282. <https://doi.org/10.1177/1090198103030003003>
21. Johnston LM, Goldsmith LJ, Finegood DT. Developing co-funded multi-sectoral partnerships for chronic disease prevention: a qualitative inquiry into federal governmental public health staff experience. *Health Res Policy Syst*. 2020;18(1):92. <https://doi.org/10.1186/s12961-020-00609-6>
22. Greenhalgh T, Papoutsis C. Studying complexity in health services research: desperately seeking an overdue paradigm shift. *BMC Med*. 2018;16(1):95. <https://doi.org/10.1186/s12916-018-1089-4>
23. Mitchell VW. Using industrial key informants: some guidelines. *Int J Market Res*. 1994;36(2):1-5. <https://doi.org/10.1177/147078539403600206>
24. Krannich RS, Humphrey CR. Using key informant data in comparative community research: an empirical assessment. *Sociol Methods Res*. 1986; 14(4):473-493. <https://doi.org/10.1177/0049124186014004006>
25. Bauer MW. Classical content analysis: a review. Dans : Bauer MW, Gaskell G, éditeurs. *Qualitative researching with text, image and sound*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE Publications; 2011:131-151. <https://doi.org/10.4135/9781849209731.n8>
26. Sandelowski M. Whatever happened to qualitative description? *Res Nurs Health*. 2000;23(4):334-340. [https://doi.org/10.1002/1098-240X\(200008\)23:4<334::AID-NUR9>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/1098-240X(200008)23:4<334::AID-NUR9>3.0.CO;2-G)
27. Braun V, Clarke V. Using thematic analysis in psychology. *Qual Res Psychol*. 2006;3(2):77-101. <https://doi.org/10.1191/1478088706qp0630a>
28. Ball J, DesMeules M, Kwan A, Jacobsen L, Luo W, Jackson B. Investir en prévention : une perspective économique [Internet]. Ottawa (ON) : Agence de la santé publique du Canada; 2009. [n° de cat. : HP5-88/2009F-PDF]. En ligne à : https://publications.gc.ca/collections/collection_2010/aspc-phac/HP5-88-2009-fra.pdf
29. Centre de collaboration nationale des déterminants de santé. Cadres d'équité en santé comme outils pour faciliter les interventions en santé publique : une liste de lectures essentielles [Internet]. Antigonish (N.-É.) : CCNDS; 2024 [consultation le 27 janvier 2026]. En ligne à : <https://nccdh.ca/fr/resources/entry/health-equity-frameworks-as-a-tool-to-support-public-health-action-a-curated-list/>
30. Tam T. Rapport de l'administratrice en chef de la santé publique sur l'état de la santé publique au Canada 2021 : Une vision pour transformer le système de santé publique du Canada [Internet]. Ottawa (ON) : Agence de la santé publique du Canada; 2021. [n° de cat. : HP2-10F-PDF]. En ligne à : <https://www.canada.ca/content/dam/phac-aspc/documents/corporate/publications/chief-public-health-officer-reports-state-public-health-canada/state-public-health-canada-2021/cpho-report-fra.pdf>
31. Centres de collaboration nationale en santé publique. Compétences essentielles en santé publique au Canada, version 2.0 [Internet]. Ottawa (ON) : CCNSP; 2025. En ligne à : <https://ccnsp.ca/projets/competences-essentielles-en-sante-publique-au-canada/>
32. Lanford D, Petiwala A, Landers G, Minyard K. Aligning healthcare, public health and social services: A scoping review of the role of purpose, governance, finance and data. *Health Soc Care Community*. 2022;30(2):432-447. <https://doi.org/10.1111/hsc.13374>

-
33. Mondal S, Rego K, Talwar Kapoor G, Wodnik BK, Law MP, Di Ruggiero E. Organizational leadership competencies for public health system governance: a scoping review. *J Public Health Manag Pract.* 2025;31(5):795-805. <https://doi.org/10.1097/PHH.0000000000002169>
 34. Roberts K, Dowell A, Nie JB. Attempting rigour and replicability in thematic analysis of qualitative research data; a case study of code-book development. *BMC Med Res Methodol.* 2019;19(1):66. <https://doi.org/10.1186/s12874-019-0707-y>
 35. Elmslie K. Against the growing burden of disease [Internet]. Ottawa (ON) : Canadian Conferences on Global Health; 2012 [consultation le 10 novembre 2025]. En ligne à : <https://www.ccggh-csih.ca/against-growing-burden-of-disease/>
 36. Quilling E, Kruse S, Kuchler M, Leimann J, Walter U. Models of intersectoral cooperation in municipal health promotion and prevention: findings from a scoping review. *Sustainability (Bâle).* 2020;12(16):6544. <https://doi.org/10.3390/su12166544>
 37. Fang ML, Canham SL, Battersby L, Sixsmith J, Wada M, Sixsmith A. Exploring privilege in the digital divide: implications for theory, policy, and practice. *Gerontologist.* 2019;59(1):e1-5. <https://doi.org/10.1093/geront/gny037>
 38. Alruwaili MM, Shaban M, Elsayed Ramadan OM. Digital health interventions for promoting healthy aging: a systematic review of adoption patterns, efficacy, and user experience. *Sustainability.* 2023;15(23):16503. <https://doi.org/10.3390/su152316503>
 39. Brownson RC, Burke TA, Colditz GA, Samet JM. Reimagining public health in the aftermath of a pandemic. *Am J Public Health.* 2020;110(11):1605-1610. <https://doi.org/10.2105/ajph.2020.305861>
 40. Belita E, Neil-Sztramko SE, Miller A, Anderson LN, Apatu E, Bellefleur O, et al. A scoping review of strategies to support public health recovery in the transition to a “new normal” in the age of COVID-19. *BMC Public Health.* 2022;22(1):1244. <https://doi.org/10.1186/s12889-022-13663-2>

Recherche quantitative originale

Biais de classification dans les algorithmes de recensement des cas de maladies chroniques : une approche de reclassification

Naomi C. Hamm, Ph. D (1); Ruth Ann Marrie, Ph. D (1,2); Depeng Jiang, Ph. D (1), Pourang Irani, Ph. D (3); Lisa M. Lix, Ph. D (1)

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

Article de recherche par Hamm NC et al. dans la Revue PSPMC mis à disposition selon les termes de la [licence internationale Creative Commons Attribution 4.0](#)



Résumé

Introduction. L'utilisation de données administratives sur la santé pour recenser les cas de maladies chroniques peut entraîner des biais de classification. Des règles de sortie basées sur la reclassification pourraient réduire ces biais de classification.

Méthodologie. Nous avons utilisé les données administratives du Manitoba sur la santé (1995-2022) pour mesurer la prévalence de la sclérose en plaques (SP) et du diabète insulino-dépendant (DID). Nous avons élaboré des algorithmes basés sur un modèle de régression logistique multivarié et utilisé une règle de sortie de probabilité prédite par le modèle pour reclasser chaque année les cas de DID et de SP. Nous avons estimé la sensibilité, la spécificité, la valeur prédictive positive (VPP), la valeur prédictive négative (VPN) et les taux de reclassification. La régression linéaire a permis de tester les différences dans les estimations de prévalence entre un algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie et un algorithme existant du Système canadien de surveillance des maladies chroniques (SCSMC) sans règle de sortie.

Résultats. La cohorte de la SP comprenait 60 228 personnes (608 cas, 59 620 non-cas) et la cohorte du DID 44 125 personnes (2 506 cas, 41 619 non-cas). La sensibilité de l'algorithme basé sur un modèle était comprise entre 0,62 et 0,85 pour la SP et entre 0,87 et 0,95 pour le DID. La VPP était comprise entre 0,21 et 0,60 pour la SP et entre 0,92 et 0,95 pour le DID. La spécificité et la VPN étaient systématiquement élevées (0,98 à 1,00). Les non-cas ont souvent été mal classés et les taux de reclassification des non-cas ont été plus élevés que ceux des cas à la fois pour la SP (0,22 à 0,33 c. 0,14 à 0,28) et pour le DID (0,18 à 0,65 c. 0,13 à 0,15). L'algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie a produit une augmentation plus lente de la prévalence que l'algorithme du SCSMC pour la SP, mais pas pour le DID.

Conclusion. Les algorithmes de vérification des cas avec règle de sortie peuvent résoudre les biais de classification erronée lors de l'estimation de la prévalence des maladies chroniques à l'aide de données administratives sur la santé. Les améliorations dépendent de la maladie.

Mots-clés : *classification erronée, prévalence, algorithme, données administratives sur la santé, biais*

Points saillants

- Les algorithmes permettant de recenser les cas de sclérose en plaques chez les personnes de 20 ans et plus et les cas de diabète (de type 1 et de type 2) chez les personnes de 18 ans et moins dans les données administratives sur la santé étaient plus performants lorsqu'ils utilisaient des covariables de soins de santé basées sur un plus grand nombre d'années.
- Une règle de sortie qui utilise des probabilités pour reclasser le statut des cas chaque année a révélé que les non-cas avaient un taux de reclassification plus élevé que les cas.
- Les tendances de prévalence de la sclérose en plaques obtenues à l'aide d'un algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie ont augmenté plus lentement que celles obtenues avec l'algorithme actuel utilisé par le Système canadien de surveillance des maladies chroniques.

Rattachement des auteurs :

1. College of Community and Global Health, Max Rady College of Medicine, Rady Faculty of Health Sciences, University of Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
2. Department of Medicine, Faculty of Medicine, Dalhousie University, Halifax (Nouvelle-Écosse), Canada
3. Department of Computer Science, Mathematics, Physics and Statistics, Irving K. Barber Faculty of Science, University of British Columbia, Kelowna (Colombie-Britannique), Canada

Correspondance : Naomi C. Hamm, College of Community and Global Health, University of Manitoba, S113-750 Bannatyne Avenue, Winnipeg (Manitoba) R3E 0W3; tél. : 204-789-3573; courriel : lett@myumanitoba.ca

Introduction

Les données administratives sur la santé, en particulier les demandes de remboursement des médecins et les dossiers de sortie d'hôpital, sont fréquemment utilisées pour estimer la prévalence et l'incidence des maladies chroniques dans l'ensemble de la population. Ces estimations sont obtenues en appliquant un algorithme de détermination des cas aux données et, idéalement, cet algorithme a été validé auprès d'une population dont le statut pathologique est connu¹. La validation par algorithme fournit des estimations de la sensibilité, de la spécificité, de la valeur prédictive positive (VPP) et de la valeur prédictive négative (VPN) utilisées par les chercheurs et les décideurs politiques pour évaluer l'ampleur du biais potentiel dans les estimations de la prévalence et de l'incidence des maladies.

Les erreurs de classification des cas de maladie dans les algorithmes de recensement des cas pour les données administratives sur la santé sont fréquentes². Elles peuvent être dues à des erreurs de codage des diagnostics, à l'utilisation de codes de médicaments non spécifiques (c'est-à-dire des médicaments dont l'indication n'est pas exclusive à une maladie) et à une sous-utilisation du système de soins de santé, entre autres raisons²⁻⁵. Les erreurs de classification peuvent conduire à des estimations biaisées du fardeau de la maladie : lorsque la sensibilité est supérieure à la VPP, la prévalence sera surestimée et lorsqu'elle est inférieure, la prévalence sera sous-estimée⁶.

Plusieurs méthodes ont été proposées pour corriger les erreurs de classification dans les estimations de prévalence, en particulier des facteurs de correction et des règles de sortie. Des facteurs de correction pour les estimations de prévalence ont été étudiés pour le diabète^{7,8}, le cancer du sein⁹ et l'infarctus aigu du myocarde⁸ en utilisant des estimations de sensibilité et de spécificité obtenues à partir d'études de validation^{7,9}. Cependant, les études de validation sont souvent menées dans des cohortes cliniques dont la prévalence de la maladie et les schémas d'utilisation des soins de santé ne reflètent pas ceux des populations non cliniques¹⁰, et les facteurs de correction qui en résultent sont susceptibles de ne pas s'appliquer à l'ensemble de la population⁷.

Les règles de sortie sont des règles déterministes ou probabilistes utilisées pour recenser et éliminer les faux positifs au niveau de l'individu plutôt que de la population. Des règles de sortie ont été appliquées en pharmacovigilance et en génomique¹¹⁻¹³ mais, à notre connaissance, pas dans le contexte de la surveillance des maladies chroniques à l'aide de données administratives sur la santé. Lors de l'estimation du fardeau des maladies chroniques, les règles de sortie sont bien adaptées à la production d'estimations de prévalence ajustées qui réduisent le biais de surestimation potentiel susceptible de s'accumuler au fil du temps^{7,14}.

Peng et ses collaborateurs ont constaté que l'incorporation d'une règle de sortie à un algorithme de vérification des cas d'hypertension utilisant une approche de reclassification produisait des résultats comparables à ceux d'un algorithme déterministe¹⁵. On ignore si ces résultats sont généralisables à d'autres maladies chroniques. Compte tenu de la variabilité des critères de diagnostic, du traitement clinique et de la prévalence dans la population, il serait utile de mener d'autres études sur d'autres maladies chroniques.

Notre but était de développer et de valider un algorithme basé sur un modèle qui incorpore une règle de sortie reposant sur la reclassification. Nos objectifs étaient de valider un algorithme de vérification des cas basé sur un modèle de régression logistique, d'incorporer dans l'algorithme une règle de sortie reposant sur la reclassification et d'évaluer le rendement de cette règle de sortie et enfin de comparer les tendances de la prévalence obtenues à l'aide d'un algorithme avec règle de sortie aux tendances de la prévalence obtenues à l'aide d'un algorithme précédemment validé sans règle de sortie.

Méthodologie

Approbation éthique

L'approbation éthique a été accordée par le Comité d'éthique de la recherche en santé de l'Université du Manitoba (CER n° HS23961). L'accès aux données a été approuvé par le Provincial Health Research Privacy Committee (PHRPC n° 2020/2021-12), le Manitoba Shared Health et l'Office régional de la santé de Winnipeg (RAAC2020:026) et le Manitoba Primary Care Research Network.

Conception et données de l'étude

Nous avons mené une étude de cohorte rétrospective pour comparer deux maladies chroniques : le diabète chez les personnes de 18 ans et moins (appelé « diabète insulino-dépendant » ou DID dans cet article) et la sclérose en plaques (SP).

La SP est une maladie à médiation immunitaire du système nerveux central dans laquelle les gaines protectrices de myéline autour des axones et les axones eux-mêmes sont endommagés¹⁶. La SP est généralement détectée entre 20 et 40 ans¹⁶. Le DID concerne le diabète de type 1 et de type 2 diagnostiqué chez les personnes de 18 ans et moins. Cette maladie empêche l'organisme de produire de l'insuline ou de répondre à l'insuline qu'il produit, ce qui se traduit par une glycémie non régulée¹⁷.

Bien que l'étiologie de ces maladies chroniques soit différente, elles sont toutes deux surveillées par le Système canadien de surveillance des maladies chroniques (SCSMC) de l'Agence de la santé publique du Canada, ce qui nous permet de comparer le rendement de leurs algorithmes et de leurs règles de sortie.

Les données de l'étude, soit du 1^{er} avril 1995 au 31 mars 2022, ont été obtenues auprès du Manitoba Population Research Data Repository, hébergé au Manitoba Centre for Health Policy (MCHP) à Winnipeg. Le Manitoba dispose d'un système de soins de santé universel. Des services de soins de santé assurés par l'État sont offerts pour la majeure partie de la population de la province, et des décennies de données administratives provinciales sur la santé ont été enregistrées. Ces données sont idéales pour étudier l'incidence des algorithmes de recensement des cas sur les tendances de la prévalence des maladies chroniques.

Les renseignements sociodémographiques de la cohorte d'étude, soit la date de couverture par l'assurance maladie, la date de naissance, le sexe et le code postal résidentiel, ont été obtenus à partir du registre de l'assurance maladie du Manitoba. Nous avons utilisé les codes postaux du Registre et le revenu moyen des ménages du recensement de Statistique Canada pour calculer les quintiles de revenu au niveau régional¹⁸.

Nous avons obtenu les mesures d'utilisation des soins de santé pour construire les algorithmes de vérification des cas et les règles de sortie à partir de la base de données sur les congés des patients (BDCP), de la base de données des demandes de remboursement des frais médicaux et des services médicaux et de la base de données du Réseau pharmaceutique informatisé. La BDCP enregistre tous les séjours de patients hospitalisés, qui ont été déclarés à l'aide des codes de la 9^e révision de la classification internationale des maladies, modification clinique (CIM-9-MC) jusqu'au 31 mars 2004 et des codes de la 10^e révision de la classification internationale des maladies, Canada (CIM-10-CA) depuis le 1^{er} avril 2004. La base de données des demandes de remboursement des frais médicaux et des services médicaux contient des enregistrements de codes CIM-9-MC pour les consultations externes. La base de données du Réseau pharmaceutique informatisé contient des données sur les médicaments sur ordonnance des pharmacies locales, en utilisant les codes anatomiques, thérapeutiques et chimiques (ATC) de l'Organisation mondiale de la santé¹⁹.

Trois bases de données ont été utilisées pour constituer les cohortes de l'étude et fournir des normes de référence pour l'identification des cas de SP et de DID : la base de données d'évaluation de l'ensemble minimal de données (EMD) sur les soins à domicile pour les cas et les non-cas de SP, la base de données du registre DER-CA (Diabetes Education Resource for Children and Adolescents) pour les cas de DID et la base de données du Manitoba Primary Care Research Network (MaPCReN) pour les non-cas de DID.

La base de données d'évaluation de l'EMD sur les soins à domicile recueille des données sur les évaluations et l'utilisation des soins à domicile par toutes les personnes recevant ce type de soins fournis par l'Office régional de la santé de Winnipeg, qui dessert environ 60 % de la population du Manitoba. La base de données du registre DER-CA contient des renseignements sur presque tous les enfants de la province ayant reçu un diagnostic de diabète de type 1 ou 2 et qui sont orientés vers le programme DER-CA. La base de données du MaPCReN contient les dossiers médicaux électroniques d'un sous-ensemble de prestataires de soins primaires (médecins de famille, infirmières praticiennes et pédiatres communautaires) dans toutes

les régions sanitaires du Manitoba. Toutes les bases de données peuvent être jumelées au niveau individuel à l'aide d'un numéro d'identification personnel anonyme.

Cohortes d'étude

La période d'étude pour la cohorte de la SP était du 1^{er} avril 2004 au 31 mars 2022 et, pour la cohorte du DID, du 1^{er} avril 1995 au 31 mars 2022. Les périodes d'étude ont été fixées en fonction de la disponibilité des données et des autorisations d'accès.

Les membres de la cohorte de la SP répondaient aux critères d'inclusion suivants : une ou plusieurs évaluations dans la base de données d'évaluation de l'EMD sur les soins à domicile pendant la période d'étude; un champ d'évaluation de la SP signé par un médecin; une évaluation de la SP pouvant être reliée au registre de l'assurance maladie du Manitoba; aucune indication contradictoire sur l'état de la SP (c'est-à-dire plusieurs évaluations suggérant la présence ou l'absence de l'état de la SP); 20 ans ou plus au moment de l'évaluation; une couverture de soins de santé à la date de l'évaluation de la SP et une couverture de soins de santé continue pendant au moins 2 ans (730 jours) entre la date de l'évaluation et l'entrée dans la cohorte. Cette exigence de couverture des soins de santé a permis de disposer de suffisamment de données pour déterminer la présence de SP (cas c. non-cas).

L'entrée dans la cohorte s'est faite au début de la période d'étude de la SP (1^{er} avril 2004) ou au début de la couverture des soins de santé, selon la date la plus tardive. La sortie de la cohorte correspond à la fin de la couverture des soins de santé.

La présence de SP (cas c. non-cas) a été déterminée à partir des évaluations interRAI. Cet outil d'évaluation fait partie d'une série d'instruments internationalement reconnus utilisés par les cliniciens pour évaluer la santé des individus. Il présente une sensibilité (0,94) et une spécificité (1,00) élevées pour recenser les personnes atteintes de SP dans le cadre des soins à domicile²⁰. Une évaluation interRAI est nécessaire pour pouvoir accéder aux soins à domicile au Manitoba.

La base de données du registre DER-CA a été utilisée pour recenser les cas de DID et

la base de données du MaPCReN pour recenser les non-cas. Les personnes classées comme cas de DID répondaient à tous les critères d'inclusion suivants : un enregistrement dans la base de données du registre DER-CA avec une date de diagnostic comprise dans la période d'étude (du 1^{er} avril 1995 au 31 mars 2022); une évaluation pouvant être reliée au registre de l'assurance maladie du Manitoba; une date de diagnostic avant leur 18^e anniversaire; une couverture de soins de santé pendant la période d'étude et avant leur 18^e anniversaire et au moins 2 ans (730 jours) de couverture continue entre la date d'entrée dans la cohorte et la date de diagnostic.

Les personnes classées comme non-cas de DID répondaient à tous les critères d'inclusion suivants : un enregistrement dans la base de données du MaPCReN au cours de la période d'étude; une évaluation pouvant être reliée au registre de l'assurance maladie du Manitoba; une date de naissance comprise entre le 1^{er} avril 1990 et le 31 mars 2018; aucun code de diabète dans les données du MaPCReN et aucun diabète inscrit sur la liste des affections avant leur 18^e anniversaire et au moins 2 ans (730 jours) de couverture continue des soins de santé entre les dates d'entrée et de sortie de la cohorte. Les définitions des cas de maladie grave dans le MaPCReN ont une sensibilité (0,97) et une spécificité (1,00) élevées²¹. Les personnes classées comme non-cas de maladie grave ont également été exclues si elles étaient enregistrées dans la base de données du registre DER-CA.

Pour les cas de maladie grave et les non-cas, la date d'entrée dans la cohorte était le début de la période d'étude (1^{er} avril 1995) ou le début de la couverture des soins de santé, selon la date la plus tardive. Pour assurer la comparabilité des âges entre les cas et les témoins, les individus ont été retirés de la cohorte le jour de leur 18^e anniversaire. Par conséquent, la sortie de la cohorte a été définie comme la date de la dernière couverture de soins de santé de l'individu ou la date de son 18^e anniversaire, selon la première éventualité.

Variables de l'étude

Les variables relatives à l'utilisation des soins de santé étaient le nombre de consultations chez un médecin généraliste, le nombre de consultations chez un

médecin spécialiste, toute hospitalisation (variable binaire : oui ou non) et toute utilisation de soins de santé spécifique à la maladie (c'est-à-dire toute consultation de médecin ou hospitalisation avec un code de diagnostic de SP ou de DID ou toute prescription de médicaments spécifiques à la SP ou au DID). Ces variables ont été définies pour chaque année financière (du 1^{er} avril au 31 mars de l'année civile suivante) au cours de la période d'étude.

Pour la cohorte de la SP, les visites chez le neurologue ont été exclues du calcul des visites chez le médecin spécialiste, car les visites à la clinique provinciale de SP n'ont pas été enregistrées entre 2000 et 2010.

Les codes de diagnostic de la SP étaient CIM-9-MC 340 et CIM-10-CA G35. Les codes de diagnostic du DID étaient CIM-9-MC 250 et CIM-10-CA E10 à E14. Les codes ATC des médicaments prescrits spécifiques à la SP et au DID sont énumérés dans le matériel supplémentaire (tableau S1, disponible sur demande auprès des auteurs).

Développement d'algorithmes et analyse statistique

Les caractéristiques sociodémographiques des personnes classées comme cas et non-cas ont été comparées à l'aide de tests du χ^2 pour les variables catégorielles et de tests *t* pour les variables continues. Les modèles de régression logistique ajustés aux données de chaque cohorte contenaient des variables d'utilisation des soins de santé basées sur 1, 3 et 5 ans de données. Pour les modèles à 3 ans et à 5 ans, les dates des cas ont été définies comme la dernière année de la période (par exemple, pour le modèle à 3 ans, les données des années financières 2000 à 2002 ont été utilisées pour définir les covariables pour 2002). Pour être inclus dans la construction et la validation du modèle, les individus devaient avoir au moins un jour de couverture de soins de santé pour chaque année utilisée pour construire le modèle. Les covariables du modèle comprenaient également le sexe et le quintile de revenu. Le lieu de résidence a été inclus comme covariable uniquement pour la cohorte du DID, car la base de données d'évaluation de l'EMD sur les soins à domicile ne contient des données que sur les résidents urbains.

Pour élaborer et valider les algorithmes d'identification des cas basés sur un modèle, les cohortes de la SP et du DID ont été divisées aléatoirement sans répartition, en 70 % de cohortes d'entraînement et 30 % de cohortes de validation. L'élaboration et la validation des algorithmes ont nécessité 1, 3 ou 5 ans de données, en fonction du modèle, la plupart des individus disposant de plus de 5 ans de données. Par conséquent, les données permettant de construire et de valider les algorithmes ont été sélectionnées de manière aléatoire pour chaque individu (1, 3 ou 5 années consécutives). Les seuils de probabilité prédits ont été déterminés en utilisant la valeur supérieure gauche de la courbe caractéristique d'exploitation du récepteur. Les paramètres de validation de l'algorithme étaient la sensibilité, la spécificité, la VPP et la VPN, ainsi que leurs intervalles de confiance à 95 % respectifs.

La règle de sortie basée sur la reclassification consistait à appliquer le modèle de régression logistique entraîné à chaque année de données disponibles de la cohorte de l'étude. Cette approche a donné lieu à des classifications multiples tout au long des périodes d'étude – jusqu'à 18 classifications de SP et 27 classifications de DID pour l'algorithme basé sur le modèle de régression logistique à 1 an et 13 classifications de SP et 22 classifications de DID pour l'algorithme basé sur le modèle de régression logistique à 5 ans. En reclassant les individus à plusieurs reprises, les faux positifs ont pu être éliminés du groupe de cas. Si un individu n'a pas bénéficié d'une couverture santé au cours d'une année donnée, il n'a pas été reclassé.

Le rendement en matière de reclassification a été évalué à l'aide du taux de reclassification (le nombre total de reclassifications divisé par le nombre total de classifications erronées), du nombre moyen de classifications erronées (nombre d'individus mal classés, nombre moyen de classifications erronées par individu) et du délai moyen de reclassification (nombre moyen d'années entre l'erreur de classification et la reclassification juste).

Pour évaluer l'impact de la règle de sortie sur les tendances de la prévalence, nous avons appliqué à plusieurs reprises l'algorithme basé sur un modèle dont la validité estimée était la plus élevée au cours de la

période d'étude, afin d'estimer la prévalence de la maladie. Les algorithmes du SCSMC actuellement utilisés pour la surveillance de la SP et du DID ont également été appliqués aux données de l'étude. L'algorithme du SCSMC pour la SP requiert une ou plusieurs hospitalisations, ou au moins cinq demandes de remboursement de médecins avec un code de diagnostic de SP en deux ans^{22,23}. L'algorithme du SCSMC pour le DID exige une ou plusieurs hospitalisations, ou au moins deux demandes de remboursement de médecins avec un code de diagnostic de DID en deux ans²³. Les dates de cas ont été définies comme la date du dossier de sortie de l'hôpital ou de la dernière demande de remboursement de frais médicaux, selon la première occurrence.

Les estimations de la prévalence de la SP et du DID ont été calculées pour 100 000 habitants à l'aide de l'algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie et de l'algorithme du SCSMC. Un modèle de régression linéaire unique a été ajusté aux estimations de la prévalence annuelle de la SP et du DID afin de tester les différences dans les estimations du coefficient de pente entre l'algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie et l'algorithme du SCSMC. Le modèle contenait les effets principaux de l'année et du type d'algorithme (basé sur un modèle ou du SCSMC) et leur effet d'interaction à deux voies (c'est-à-dire interception + année + type d'algorithme + [année × type d'algorithme]). Pour tenir compte de la corrélation potentielle dans les estimations du modèle, une différence statistiquement significative a été établie à un niveau nominal α de 0,001.

Les analyses ont été réalisées à l'aide des logiciels statistiques SAS version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, É.-U.) et R version 4.3.0 (R Foundation for Statistical Computing, Vienne, Autriche)²⁴.

Résultats

La cohorte de la SP comprenait 60 228 personnes dont 608 (1,0 %) étaient des cas; la cohorte du DID comprenait 44 125 personnes dont 2 506 (5,7 %) étaient des cas (tableau 1). Les organigrammes des cohortes se trouvent dans le matériel supplémentaire (disponible sur demande auprès des auteurs). Par rapport aux personnes classées comme non-cas de SP, celles classées comme cas de SP comprenaient un pourcentage plus élevé de femmes, étaient

TABEAU 1
Caractéristiques des cohortes de SP et de DID, Manitoba, 1995 à 2022

| Variable | Cas | Non-cas | Valeur p |
|--|-----------------|------------------|----------|
| SP | n= 608 | n= 59 620 | |
| Sexe, n (%) | | | |
| Hommes | 195 (32,1) | 22 130 (37,1) | 0,0104 |
| Femmes | 413 (67,9) | 37 490 (62,9) | 0,0104 |
| Période d'évaluation de la SP, n (%) | | | |
| 2004-2009 | 331 (54,4) | 22 691 (38,1) | < 0,0001 |
| 2010-2015 | 148 (24,3) | 19 182 (32,2) | < 0,0001 |
| 2016-2021 | 129 (21,2) | 17 747 (29,8) | < 0,0001 |
| Quintile de revenu^a, n (%) | | | |
| Q1 (le plus bas) | 101 (16,6) | 14 245 (23,0) | < 0,0001 |
| Q2 | 122 (20,1) | 13 096 (22,0) | < 0,0001 |
| Q3 | 125 (20,6) | 12 112 (20,3) | < 0,0001 |
| Q4 | 112 (18,4) | 10 156 (17,0) | < 0,0001 |
| Q5 (le plus élevé) | 142 (23,4) | 9 542 (16,0) | < 0,0001 |
| Âge à l'entrée dans la cohorte, moyenne (écart-type) en années | 54,2 (12,8) | 69,4 (13,2) | < 0,0001 |
| Âge au moment de l'évaluation, moyenne (écart-type) en années | 61,2 (12,7) | 77,9 (12,3) | < 0,0001 |
| Couverture totale des soins de santé, moyenne (écart-type) en années | 15,0 (4,2) | 13,3 (4,7) | < 0,0001 |
| Couverture des soins de santé avant l'évaluation, moyenne (écart-type) en années | 7,0 (4,9) | 8,5 (4,9) | < 0,0001 |
| Couverture des soins de santé après l'évaluation, moyenne (écart-type) en années | 8,0 (5,0) | 4,8 (3,8) | < 0,0001 |
| DID^b | n= 2 506 | n= 41 619 | |
| Sexe, n (%) | | | |
| Hommes | 1 234 (49,2) | 20 710 (49,8) | 0,6137 |
| Femmes | 1 272 (50,8) | 20 909 (50,2) | 0,6137 |
| Période d'entrée dans la cohorte, n (%) | | | |
| 1995-2000 | 1 483 (59,2) | 11 722 (28,2) | < 0,0001 |
| 2001-2007 | 744 (29,7) | 9 816 (23,6) | < 0,0001 |
| 2008-2013 | 246 (9,8) | 10 104 (24,3) | < 0,0001 |
| 2014-2019 | 33 (1,3) | 9 977 (24,0) | < 0,0001 |
| Quintile de revenu^c, n (%) | | | |
| Q1 (le plus bas) | 915 (36,6) | 6 647 (16,2) | < 0,0001 |
| Q2 | 511 (20,5) | 6 823 (16,6) | < 0,0001 |
| Q3 | 350 (14,0) | 8 707 (21,2) | < 0,0001 |
| Q4 | 390 (15,6) | 10 681 (26,0) | < 0,0001 |
| Q5 (le plus élevé) | 331 (13,3) | 8 217 (20,0) | < 0,0001 |
| Âge à l'entrée dans la cohorte, moyenne (écart-type) en années | 1,8 (3,1) | 0,9 (2,4) | < 0,0001 |
| Âge au moment du diagnostic, moyenne (écart-type) en années | 11,2 (3,7) | S. O. | |
| Couverture totale des soins de santé, moyenne (écart-type) en années | 15,0 (3,6) | 12,1 (5,1) | < 0,0001 |

Source : Données administratives sur la santé de 1995 à 2022 obtenues auprès du Manitoba Population Research Data Repository, Manitoba Centre for Health Policy, Winnipeg, Manitoba.

Abréviations : DID, diabète insulino-dépendant; Q, quintile; S. O., sans objet; SP, sclérose en plaques.

^a Pour 371 cas dans la cohorte de la SP, il n'y avait pas de données sur le quintile de revenu.

^b Le diabète insulino-dépendant (DID) désigne à la fois le diabète de type 1 et le diabète de type 2 chez les personnes de 18 ans et moins.

^c Pour 553 cas dans la cohorte du DID, il n'y avait pas de données sur le quintile de revenu.

plus jeunes à l'entrée dans la cohorte et avaient plus d'années de couverture de soins de santé.

Les personnes classées comme cas de DID étaient plus âgées à l'entrée dans la cohorte et avaient plus d'années de couverture médicale que celles classées comme non-cas (tableau 1).

Pour la cohorte de la SP, la variable « toute utilisation de soins de santé spécifiques à la SP » s'est révélée la seule covariable statistiquement significative dans plusieurs modèles (tableau 2). La consultation d'un médecin spécialiste était une covariable statistiquement significative dans le modèle à 1 an et celle d'un médecin généraliste dans le modèle à 5 ans. Le quintile de revenu au départ était statistiquement significatif pour les modèles à 1 an et à 3 ans, mais pas pour le modèle à 5 ans.

Dans la cohorte du DID, la consultation d'un médecin spécialiste, toute utilisation de soins de santé spécifique au DID, le quintile de revenu 1 et le quintile de revenu 2 étaient des covariables statistiquement significatives dans les trois modèles (tableau 2).

Pour la SP, tous les algorithmes ont démontré une spécificité et une VPN élevées (tableau 3). La sensibilité était la plus faible pour l'algorithme à 1 an (0,62) et la plus élevée pour l'algorithme à 5 ans (0,85). L'algorithme à 3 ans avait une sensibilité (0,82) comparable à celle de l'algorithme à 5 ans (0,85) et la VPP la plus élevée (0,60).

Pour le DID, tous les algorithmes ont démontré une spécificité et une VPN élevées (tableau 3). L'algorithme à 5 ans présentait la sensibilité la plus élevée (0,95) et l'algorithme à 1 an présentait la VPP la plus élevée (0,95).

Dans la cohorte de la SP, l'algorithme à 1 an avec une règle de sortie avait le taux de reclassification le plus élevé pour les non-cas (0,33) et les cas (0,28) (tableau 4). Les taux étaient comparables pour les deux autres algorithmes avec une règle de sortie (0,22 pour les non-cas; 0,14 à 0,18 pour les cas). Le nombre moyen de classifications erronées était plus élevé pour les cas de SP que pour les autres. La moyenne était comparable pour tous les algorithmes avec des règles de sortie pour les non-cas

TABEAU 2
Cotes du modèle de régression logistique pour les algorithmes à 1, 3 et 5 ans pour les cohortes de SP et de DID, Manitoba, 1995 à 2022

| Prédicteur | RC (IC à 95 %) | | |
|---|----------------------|---------------------------|--------------------------|
| | 1 an | 3 ans | 5 ans |
| SP | | | |
| Visite(s) chez un médecin généraliste | 0,99 (0,98 à 1,01) | 0,99 (0,99 à 1,00) | 0,99 (0,99 à 1,00)* |
| Visite(s) chez un médecin spécialiste | 0,98 (0,96 à 0,99)* | 1,00 (0,99 à 1,01) | 1,00 (1,00 à 1,00) |
| Toute hospitalisation | 1,05 (0,74 à 1,49) | 0,78 (0,6 à 1,01) | 0,87 (0,72 à 1,04) |
| Toute utilisation de soins de santé spécifiques à la SP | Non estimée | 114,48 (80,25 à 163,29)* | 25,85 (20,44 à 32,70)* |
| Sexe (femme ou homme) | 1,12 (0,83 à 1,52) | 1,11 (0,76 à 1,64) | 1,27 (0,84 à 1,90) |
| Quintile de revenu | | | |
| Manquant c. Q5 (le plus élevé) | 0,07 (0,01 à 0,35)* | 0,09 (0,01 à 0,67)* | 0,02 (<0,001 à 2,84) |
| Q1 (le plus bas) c. Q5 | 0,44 (0,28 à 0,69)* | 0,40 (0,22 à 0,73)* | 0,56 (0,31 à 1,03) |
| Q2 c. Q5 | 0,39 (0,24 à 0,61)* | 0,42 (0,23 à 0,76)* | 0,56 (0,3 à 1,03) |
| Q3 c. Q5 | 0,71 (0,46 à 1,08) | 0,81 (0,49 à 1,36) | 0,98 (0,56 à 1,71) |
| Q4 c. Q5 | 0,63 (0,40 à 0,99)* | 0,80 (0,46 à 1,39) | 0,94 (0,52 à 1,70) |
| DID^a | | | |
| Visite(s) chez un médecin généraliste | 0,95 (0,90 à 0,99)* | 0,99 (0,97 à 1,00) | 0,98 (0,97 à 1,00)* |
| Visite(s) chez un médecin spécialiste | 1,05 (1,04 à 1,07)* | 1,02 (1,01 à 1,03)* | 1,01 (1,01 à 1,02)* |
| Toute hospitalisation | 0,81 (0,52 à 1,26) | 1,37 (1,06 à 1,77)* | 1,30 (1,07 à 1,58)* |
| Toute utilisation de soins de santé spécifiques au DID | Non estimée | 559,83 (424,33 à 738,59)* | 271,08 (209,78 à 350,3)* |
| Sexe (femme ou homme) | 1,19 (0,93 à 1,52) | 1,00 (0,76 à 1,30) | 0,91 (0,70 à 1,18) |
| Quintile de revenu | | | |
| Manquant c. Q5 (le plus élevé) | 0,46 (0,05 à 4,08) | 0,52 (0,05 à 5,26) | 2,06 (0,17 à 25,06) |
| Q1 (le plus bas) c. Q5 | 6,86 (4,43 à 10,63)* | 4,57 (2,96 à 7,05)* | 4,02 (2,60 à 6,22)* |
| Q2 c. Q5 | 2,84 (1,76 à 4,59)* | 2,42 (1,51 à 3,88)* | 2,87 (1,81 à 4,54)* |
| Q3 c. Q5 | 1,69 (1,03 à 2,79)* | 1,28 (0,78 à 2,11) | 1,36 (0,84 à 2,21) |
| Q4 c. Q5 | 0,94 (0,57 à 1,57) | 0,94 (0,58 à 1,52) | 1,02 (0,63 à 1,66) |
| Lieu de résidence (milieu rural ou urbain) | 1,51 (1,16 à 1,95)* | 1,24 (0,94 à 1,63) | 1,12 (0,86 à 1,45) |

Source : Données administratives sur la santé de 1995 à 2022 obtenues auprès du Manitoba Population Research Data Repository, Manitoba Centre for Health Policy, Winnipeg, Manitoba.

Abréviations : c., contre; DID, diabète insulino à dépendant; IC, intervalle de confiance; Q, quintile; RC, rapport de cotes; SP, sclérose en plaques.

^a Le diabète insulino à dépendant (DID) désigne à la fois le diabète de type 1 et le diabète de type 2 chez les personnes de 18 ans et moins.

* Les rapports de cotes sont statistiquement significatifs.

TABEAU 3
Estimations de la validité des algorithmes basés sur des modèles utilisant 1, 3 et 5 ans de données administratives sur la santé pour la SP et le DID, Manitoba, 1995 à 2022

| Mesure | 1 an | 3 ans | 5 ans |
|------------------------|------|-------|-------|
| SP | | | |
| Sensibilité | 0,62 | 0,82 | 0,85 |
| Spécificité | 0,98 | 0,99 | 0,99 |
| VPP | 0,21 | 0,60 | 0,44 |
| VNP | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| DID^a | | | |
| Sensibilité | 0,87 | 0,94 | 0,95 |
| Spécificité | 1,00 | 1,00 | 0,99 |
| VPP | 0,95 | 0,93 | 0,92 |
| VNP | 0,99 | 1,00 | 1,00 |

Source : Données administratives sur la santé de 1995 à 2022 obtenues auprès du Manitoba Population Research Data Repository, Manitoba Centre for Health Policy, Winnipeg, Manitoba.

Abréviations : DID, diabète insulino à dépendant; SP, sclérose en plaques; VPP, valeur prédictive positive; VNP, valeur prédictive négative.

^a Le diabète insulino à dépendant (DID) désigne à la fois le diabète de type 1 et le diabète de type 2 chez les personnes de 18 ans et moins.

TABLEAU 4
Rendement de reclassification pour les algorithmes basés sur des modèles utilisant 1, 3 et 5 ans de données administratives sur la santé, en fonction de la norme de référence basée sur les cas et les non-cas de SP et de DID, Manitoba, 1995-2022

| Mesure du rendement | Non-cas | | | Cas | | |
|--|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 an | 3 ans | 5 ans | 1 an | 3 ans | 5 ans |
| SP | | | | | | |
| Nombre de classifications erronées, n | 6 310 | 1 170 | 2 151 | 1 068 | 489 | 270 |
| Nombre de reclassifications, n | 2 053 | 263 | 476 | 294 | 88 | 39 |
| Taux de reclassification ^a | 0,33 | 0,22 | 0,22 | 0,28 | 0,18 | 0,14 |
| Nombre moyen de classifications erronées par individu, n | 3,75 | 3,73 | 3,77 | 6,68 | 5,37 | 4,82 |
| Délai de reclassification, années | 2,08 | 3,09 | 3,58 | 2,50 | 3,51 | 3,03 |
| DID^b | | | | | | |
| Nombre de classifications erronées, n | 484 | 549 | 586 | 585 | 280 | 252 |
| Nombre de reclassifications, n | 313 | 161 | 105 | 74 | 40 | 39 |
| Taux de reclassification ^a | 0,65 | 0,29 | 0,18 | 0,13 | 0,14 | 0,15 |
| Nombre moyen de classifications erronées par individu, n | 1,71 | 2,76 | 3,51 | 2,88 | 3,08 | 3,50 |
| Délai de reclassification, années | 1,45 | 2,58 | 3,43 | 1,47 | 1,35 | 1,51 |

Source : Données administratives sur la santé de 1995 à 2022 obtenues auprès du Manitoba Population Research Data Repository, Manitoba Centre for Health Policy, Winnipeg, Manitoba.

Abbreviations : DID, diabète insulino-dépendant; SP, sclérose en plaques.

^a Nombre total de reclassifications divisé par nombre total de classifications erronées.

^b Le diabète insulino-dépendant (DID) désigne à la fois le diabète de type 1 et le diabète de type 2 chez les personnes de 18 ans et moins.

de SP (3,73 à 3,77) et plus variable entre les algorithmes pour les cas de SP (4,82 à 6,68). Pour les cas comme pour les non-cas de SP, l'algorithme à 1 an avec une règle de sortie a eu le temps le plus court pour la reclassification (cas : 2,50 ans; non-cas : 2,08 ans).

Dans la cohorte du DID, les non-cas présentaient des taux de reclassification plus élevés et une plus grande variabilité dans les algorithmes à 1, 3 et 5 ans (0,18 à 0,65) que les cas (0,13 à 0,15) (tableau 4). Les non-cas de DID présentaient également un nombre moyen de classifications erronées inférieur à celui des cas, l'algorithme à 1 an avec règle de sortie présentant le nombre moyen de classifications erronées par individu le plus faible à la fois pour les non-cas (1,71) et pour les cas (2,88). Le délai de reclassification variait de 1,45 à 3,43 ans pour les non-cas de DID et de 1,35 à 1,51 an pour les cas de DID; l'algorithme à 1 an avec règle de sortie avait le délai de reclassification le plus court pour les non-cas de DID et celui à 3 ans pour les cas de DID.

Pour la SP comme pour le DID, l'algorithme basé sur le modèle à 3 ans avec règle de sortie a été sélectionné pour être comparé à l'algorithme du SCSMC. L'algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie a produit une prévalence plus élevée que l'algorithme du SCSMC pour la SP

et le DID (tableau 5). Lorsque l'on évalue les différences de pente entre les algorithmes (c'est-à-dire si l'évolution de la santé de la population est comparable d'un algorithme à l'autre), on constate une différence statistiquement significative

dans les pentes pour la SP, où l'algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie a une pente plus faible (c'est-à-dire une augmentation plus lente de la prévalence) par rapport à l'algorithme du SCSMC. Il n'y avait pas de différence dans les pentes

TABLEAU 5
Estimations des paramètres du modèle de régression linéaire et statistiques d'ajustement comparant les tendances de la prévalence à partir de l'algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie le plus performant et l'algorithme du SCSMC pour la SP et le DID, Manitoba, 1995-2022

| Prédicteur/statistique | Estimation (erreur-type) |
|--|--------------------------|
| SP | |
| Interception | 846,38 (23,21)* |
| Année | 57,01 (2,64)* |
| Algorithme (réf : algorithme du SCSMC) | 465,08 (32,83)* |
| Année × algorithme | -34,34 (3,73)* |
| Ajustement du modèle R ² | 0,96 |
| DID^a | |
| Interception | 1 598,74 (184,83)* |
| Année | 75,24 (13,2)* |
| Algorithme (réf : algorithme du SCSMC) | 1 166 (261,38)* |
| Année × algorithme | -20,58 (18,67) |
| Ajustement du modèle R ² | 0,68 |

Source : Données administratives sur la santé de 1995 à 2022 obtenues auprès du Manitoba Population Research Data Repository, Manitoba Centre for Health Policy, Winnipeg, Manitoba.

Abbreviations : DID, diabète insulino-dépendant; réf, référence; SCSMC, Système canadien de surveillance des maladies chroniques; SP, sclérose en plaques.

^a Le diabète insulino-dépendant (DID) désigne à la fois le diabète de type 1 et le diabète de type 2 chez les personnes de 18 ans et moins.

* p < 0,001.

pour le DID. Les paramètres du modèle sont présentés dans le tableau 5 et les tendances de la prévalence pour chaque algorithme sont présentées dans la figure 1.

Analyse

L'algorithme à 3 ans a donné les meilleurs résultats pour la SP et le DID, l'utilisation des soins de santé spécifiques à la maladie étant le principal facteur prédictif de l'état de la maladie. Les règles de sortie ont permis de reclasser les cas de SP et de DID qui étaient des non-cas à un taux plus élevé que les cas. L'algorithme à 1 an a permis d'obtenir le délai de reclassification le plus court, quelle que soit la maladie. Lors de la comparaison de la tendance de la prévalence de l'algorithme basé sur le modèle logistique le plus performant (3 ans) avec celle de l'algorithme du SCSMC spécifique à la maladie, nous n'avons observé des différences que pour la SP, l'algorithme basé sur le modèle avec règle de sortie ayant une pente plus faible

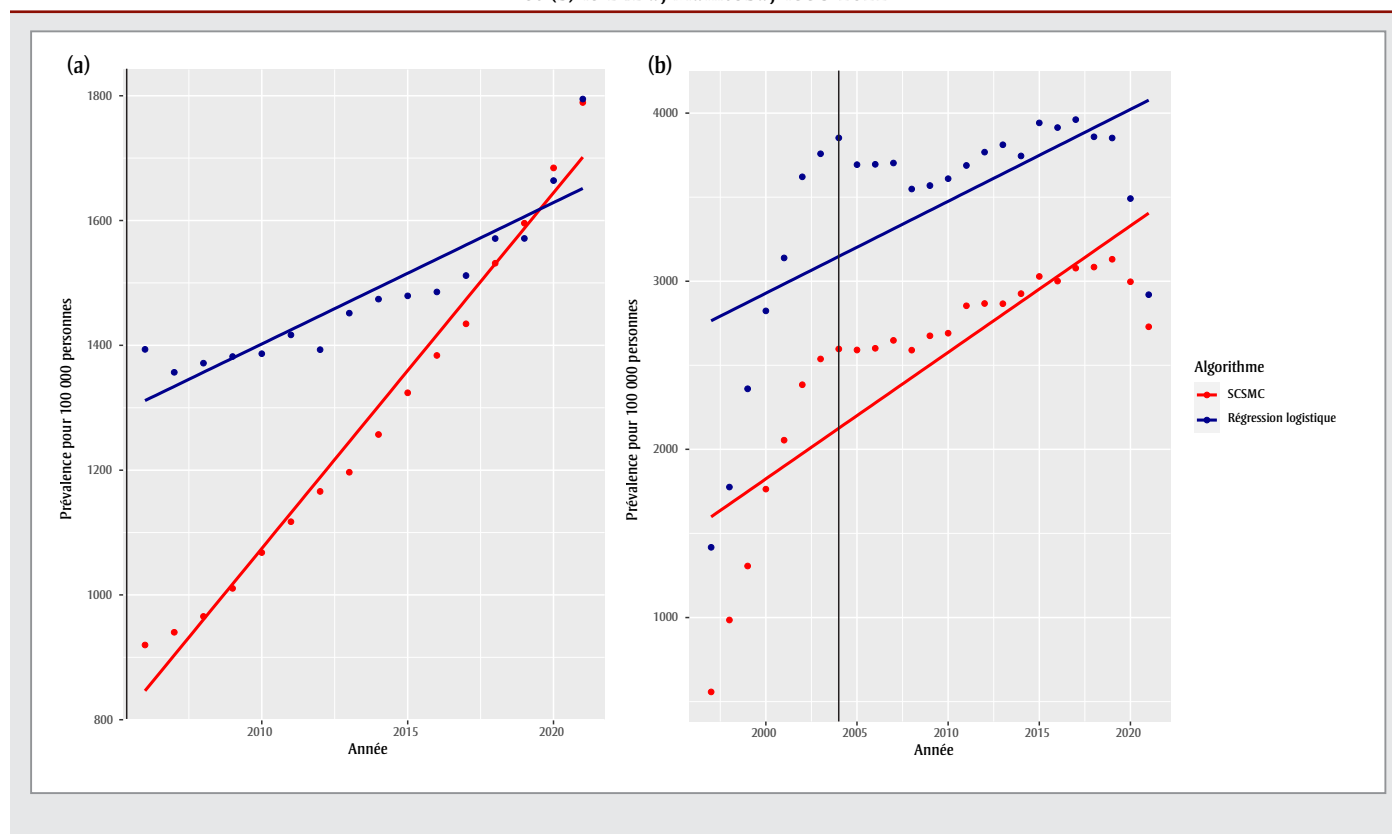
(c'est-à-dire une augmentation plus lente de la prévalence) que l'algorithme du SCSMC.

Les études de validation précédentes de l'algorithme du SCSMC pour la SP ont rapporté une sensibilité de 0,84 et une VPP de 0,86²². Nakhla et ses collaborateurs ont estimé que la sensibilité de l'algorithme du SCSMC pour le DID était de 0,98 et la VPP de 0,79²⁵. Nous avons obtenu une sensibilité comparable dans cette étude (0,82 pour la SP et 0,94 pour le DID sur la base des algorithmes de régression logistique à 3 ans). En revanche, nous avons estimé que la VPP pour la SP était plus faible (0,60) et la VPP pour le DID plus élevée (0,93) que celles rapportées pour l'algorithme du SCSMC²⁵. La VPP plus faible pour la SP peut être due au fait que nous avons utilisé une cohorte de patients atteints de SP recevant des soins à domicile : ces patients peuvent présenter des taux plus élevés d'affections associées à la SP que la population

générale, ce qui rend difficile la différenciation entre les cas et les non-cas. La VPP plus faible pourrait également être due au fait que nous avons exclu les codes des visites chez un neurologue, qui est souvent la source des soins spécifiques à la SP. Les deux cohortes présentaient une faible prévalence de la maladie (1 % pour la SP et 6 % pour le DID), ce qui a probablement contribué à la faible VPP et à la forte VPN observées.

Des recherches antérieures n'ont fait état d'aucune différence dans les estimations des tendances de la prévalence de l'hypertension lors de l'utilisation d'un algorithme sans règle de sortie par rapport à un algorithme avec règle de sortie basée sur la reclassification¹⁵. Dans cette étude, nous avons observé que les tendances de la prévalence du DID (mais pas celles de la SP) étaient comparables lors de l'utilisation de l'algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie et de l'algorithme du SCSMC sans règle de sortie. Pour la SP, les

FIGURE 1
Tendances de la prévalence pour l'algorithme du SCSMC et pour l'algorithme basé sur le modèle à 3 ans avec règle de sortie pour (a) la SP et (b) le DIDa, Manitoba, 1995-2022



Abréviations : CIM-9-MC, Classification internationale des maladies, 9e révision, modification clinique; CIM-10-CA, Classification internationale des maladies, 10e révision, Canada; DID, diabète insulino-dépendant; SCSMC, Système canadien de surveillance des maladies chroniques; SP, sclérose en plaques.

Remarque : Le passage de la CIM-9-MC à la CIM-10-CA dans la Base de données sur les congés des patients le 1^{er} avril 2004 est indiqué par la ligne verticale noire continue.

^a Le diabète insulino-dépendant (DID) désigne à la fois le diabète de type 1 et le diabète de type 2 chez les personnes de 18 ans et moins.

différences de pente pourraient résulter du fait que la règle de sortie reclasse les faux positifs et réduit les biais. Il convient de noter que la VPP de la SP était inférieure à celle du DID dans tous les algorithmes basés sur un modèle, ce qui suggère que cet algorithme pourrait être susceptible de générer des faux positifs en l'absence de règle de sortie. L'augmentation plus lente de la prévalence pourrait également être due au fait que les personnes n'ont pas cherché à obtenir des soins liés à la SP pendant les périodes de rémission ou que les visites spécifiques à la SP chez un neurologue n'ont pas été prises en compte, ce qui a entraîné leur exclusion de la cohorte des cas.

Points forts et limites

La période d'étude de la SP a commencé après le changement des versions de la CIM utilisées dans la BDCP, en 2004. L'extension de la période d'étude de la SP aux données antérieures au 1^{er} avril 2004 pourrait avoir une influence sur les tendances de la prévalence de la SP calculées à l'aide de l'algorithme basé sur un modèle avec règle de sortie ou de l'algorithme du SCSMC, en raison de changements dans la pratique clinique et de modifications directes des codes eux-mêmes. Toutefois, étant donné que les codes de diagnostic de la CIM-9-MC et de la CIM-10-CA pour la SP véhiculent des niveaux comparables de spécificité diagnostique, l'effet du changement de version est probablement minime. De plus, les recherches validant les définitions de cas de SP (sans règle de sortie) qui couvrent simultanément les périodes antérieure et postérieure à 2004 n'ont révélé aucun changement dans l'incidence de la maladie (un facteur clé pour les estimations de prévalence) malgré les modifications des codes CIM et des critères de diagnostic^{26,27}.

L'un des points forts de cette étude réside dans l'utilisation d'algorithmes de détermination des cas basés sur des modèles, ces algorithmes étant connus pour être plus performants que les algorithmes déterministes²⁸. Nous avons utilisé plusieurs méthodes pour évaluer le rendement des algorithmes et des règles de sortie : mesures de validation courantes (sensibilité, spécificité, VPP, VPN), taux de reclassification et délai de reclassification répartis en fonction du statut du cas et enfin comparaisons des tendances de la prévalence avec l'algorithme du SCSMC.

Nous avons également évalué le rendement de l'algorithme avec règle de sortie sur deux maladies dont les présentations, les procédures de diagnostic et les populations touchées sont différentes, ce qui nous a permis de mieux comprendre son application dans l'estimation de la santé de la population.

Parmi les limites de cette étude, citons l'utilisation d'une population de soins à domicile pour définir les cas et les non-cas de SP. Cette approche est susceptible de limiter la généralisation des résultats, car cette population a tendance à avoir des besoins plus importants en matière de soins de santé que la population générale. Néanmoins, l'utilisation de cette cohorte a fourni une indication raisonnable de la présence de SP.

Conclusion

Les algorithmes de vérification des cas qui intègrent une règle de sortie peuvent réduire le biais de surestimation en permettant aux non-cas mal classés d'être correctement reclassés ultérieurement. Les avantages de cette approche profitent davantage aux maladies à faible VPP, telles que la SP, qu'aux maladies à sensibilité et VPP élevées en raison de codes de diagnostic particuliers, telles que le DID.

Disponibilité des données et du matériel

Les données utilisées dans cet article ont été tirées de données administratives sur la santé sous forme d'utilisation secondaire. Elles ont été fournies aux chercheurs dans le cadre d'accords particuliers de partage de données et n'ont été utilisées qu'à des fins approuvées par le MCHP. Les données sources originales n'appartiennent pas aux chercheurs ou au MCHP et ne peuvent pas être partagées sur un dépôt public. L'autorisation d'utiliser les données originales est mentionnée dans la section « Approbation éthique ». Lorsque c'était nécessaire, les données sources relatives à cet article ou au projet ont pu être consultées au MCHP avec l'accord des fournisseurs des données originales et des organismes de protection des renseignements personnels et d'évaluation éthique nécessaires.

Remerciements

NCH a bénéficié du soutien du programme Visual and Automated Disease Analytics

(VADA) au moment de la réalisation de cette recherche.

RAM reçoit des fonds des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de SP Canada, de la National Multiple Sclerosis Society, du Consortium of Multiple Sclerosis Centers, de la Fondation Brain Canada, de la Société de l'arthrite du Canada, du Département de la guerre des États-Unis et de la Fondation Pfizer. RAM bénéficie du soutien de la Chaire de recherche clinique sur la sclérose en plaques de la Faculté de médecine de l'Université Dalhousie.

LML est titulaire d'une chaire de recherche du Canada de niveau 1 (CRC-2023-00349) et reçoit des fonds des IRSC.

Conflits d'intérêts

Les auteurs n'ont aucun conflit d'intérêts à déclarer. RAM est cochercheur dans une étude financée en partie par Biogen Idec et Roche Canada, mais ni RAM ni son institution ne reçoivent de fonds de ces organisations.

Financement

Cette recherche a été financée par les IRSC (référence de financement n° FDN 143293).

Contributions des auteurs et avis

NCH : conception, analyse formelle, méthodologie, rédaction – première version du manuscrit, rédaction – relectures et corrections.

RAM : conception, méthodologie, rédaction – relectures et corrections.

DJ : conception, méthodologie, rédaction – relectures et corrections.

PI : conception, méthodologie, rédaction – relectures et corrections.

LLM : conception, acquisition de financements, méthodologie, analyse formelle, supervision, rédaction – relectures et corrections.

Tous les auteurs ont approuvé le manuscrit final.

Le contenu de l'article et les points de vue qui y sont exprimés n'engagent que les auteurs; ces points de vue ne correspondent

pas nécessairement à ceux du gouvernement du Canada. De plus, il ne faut pas comprendre ou inférer qu'ils ont été approuvés par le Manitoba Centre for Health Policy, Manitoba Health ou d'autres fournisseurs de données.

Références

1. Benchimol EI, Manuel DG, To T, Griffiths AM, Rabeneck L, Guttman A. Development and use of reporting guidelines for assessing the quality of validation studies of health administrative data. *J Clin Epidemiol*. 2011; 64(8):821-829. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.10.006>
2. Johnson EK, Nelson CP. Values and pitfalls in the use of administrative databases for outcomes assessment. *J Urol*. 2013;190(1):17-18. <https://doi.org/10.1016/j.juro.2013.04.048>
3. Atwood KM, Robitaille CJ, Reimer K, Dai S, Johansen HL, Smith MJ. Comparison of diagnosed, self-reported, and physically-measured hypertension in Canada. *Can J Cardiol*. 2013;29(5): 606-612. <https://doi.org/10.1016/j.cjca.2012.11.019>
4. Cunningham CT, Cai P, Topps D, Svenson LW, Jetté N, Quan H. Mining rich health data from Canadian physician claims: features and face validity. *BMC Res Notes*. 2014;7:682. <https://doi.org/10.1186/1756-0500-7-682>
5. Nicholls SG, Langan SM, Benchimol EI. Routinely collected data: the importance of high-quality diagnostic coding to research. *CMAJ*. 2017;189(33): E1054-1055. <https://doi.org/10.1503/cmaj.170807>
6. Kopec JA. Estimating disease prevalence in administrative data. *Clin Invest Med*. 2022;45(2):E21-27. <https://doi.org/10.25011/cim.v45i2.38100>
7. Manuel DG, Rosella LC, Stukel TA. Importance of accurately identifying disease in studies using electronic health records. *BMJ*. 2010;341:c 4226. <https://doi.org/10.1136/bmj.c4226>
8. Brameld KJ, Holman CDJ, Lawrence DM, Hobbs MS. Improved methods for estimating incidence from linked hospital morbidity data. *Int J Epidemiol*. 2003;32(4):617-624. <https://doi.org/10.1093/ije/dyg191>
9. Couris CM, Polazzi S, Olive F, Remontet L, Bossard N, Gomez F, et al. Breast cancer incidence using administrative data: correction with sensitivity and specificity. *J Clin Epidemiol*. 2009; 62(6):660-666. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2008.07.013>
10. Widdifield J, Bombardier C, Bernatsky S, Paterson JM, Green D, Young J, et al. An administrative data validation study of the accuracy of algorithms for identifying rheumatoid arthritis: the influence of the reference standard on algorithm performance. *BMC Musculoskelet Disord*. 2014;15:216. <https://doi.org/10.1186/1471-2474-15-216>
11. Suling M, Pigeot I. Signal detection and monitoring based on longitudinal healthcare data. *Pharmaceutics*. 2012; 4(4):607-640. <https://doi.org/10.3390/pharmaceutics4040607>
12. Schuemie MJ. Methods for drug safety signal detection in longitudinal observational databases: LGPS and LEOPARD. *Pharmacoepidemiol Drug Saf*. 2011;20(3):292-299. <https://doi.org/10.1002/pds.2051>
13. Machado-Lima A, Kashiwabara AY, Durham AM. Decreasing the number of false positives in sequence classification. *BMC Genomics*. 2010;11(Suppl 5):S10. <https://doi.org/10.1186/1471-2164-11-S5-S10>
14. Jaakkimainen L, Duchon R, Lix L, Al-Azazi S, Yu B, Butt D, et al. Identification of early onset dementia in population-based health administrative data: a validation study using primary care electronic medical records. *J Alzheimers Dis*. 2022;89(4):1463-1472. <https://doi.org/10.3233/JAD-220384>
15. Peng M, Chen G, Lix LM, McAlister FA, Tu K, Campbell NR, et al.; Hypertension Outcomes Surveillance Team. Refining hypertension surveillance to account for potentially misclassified cases. *PLoS One*. 2015;10(3):e0119186. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0119186>
16. Mayo Clinic. Multiple sclerosis [Internet]. Rochester (MN) : Mayo Clinic; 1^{er} novembre 2024 [consultation le 30 mai 2025]. En ligne à : <https://www.mayoclinic.org/diseases-conditions/multiple-sclerosis/symptoms-causes/syc-20350269>
17. Diabetes Canada. What is diabetes? [Internet]. Toronto (Ontario) : Diabetes Canada; [consultation le 23 mars 2020]. En ligne à : <https://www.diabetes.ca/about-diabetes/what-is-diabetes>
18. Martens P, Nickel N, Forget E, Lix L, Turner D, Prior H, et al. The cost of smoking: a Manitoba study [Internet]. Winnipeg (MB) : Manitoba Centre for Health Policy; 2015 [consultation le 15 avril 2024]. En ligne à : <http://mchp-appserv.cpe.umanitoba.ca/deliverable.php?referencePaperID=77047>
19. Organisation mondiale de la santé. Anatomical Therapeutic Chemical (ATC) classification [Internet]. Genève (CH) : OMS; [consultation le 15 avril 2024]. En ligne à : <https://www.who.int/tools/atc-ddd-toolkit/atc-classification>
20. Foebel AD, Hirdes JP, Heckman GA, Kergoat MJ, Patten S, Marrie RA; Ideas PNC research team. Diagnostic data for neurological conditions in interRAI assessments in home care, nursing home and mental health care settings: a validity study. *BMC Health Serv Res*. 2013;13:457. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-13-457>
21. Kosowan L, Wicklow B, Queenan J, Yeung R, Amed S, Singer A. Enhancing health surveillance: validation of a novel electronic medical records-based definition of cases of pediatric type 1 and type 2 diabetes mellitus. *Can J Diabetes*. 2019;43(6):392-398. <https://doi.org/10.1016/j.cjcd.2019.02.005>
22. Widdifield J, Ivers NM, Young J, Green D, Jaakkimainen L, Butt DA, et al. Development and validation of an administrative data algorithm to estimate the disease burden and epidemiology of multiple sclerosis in Ontario, Canada. *Mult Scler*. 2015;21(8):1045-1054. <https://doi.org/10.1177/1352458514556303>

-
23. Agence de la santé publique du Canada. Système canadien de surveillance des maladies chroniques (SCSMC) [Internet]. Ottawa (ON) : ASPC; 2024 [consultation le 30 mai 2025]. En ligne à : <https://sante-infobase.canada.ca/scsmc/>
 24. R Core Team. The R project for statistical computing [Internet]. Vienne (AT) : R Foundation for Statistical Computing; 2023 [consultation le 30 mai 2025]. En ligne à : <https://www.R-project.org/>
 25. Nakhla M, Simard M, Dube M, Larocque I, Plante C, Legault L, et al. Identifying pediatric diabetes cases from health administrative data: a population-based validation study in Quebec, Canada. *Clin Epidemiol.* 2019;11:833-843. <https://doi.org/10.2147/CLEP.S217969>
 26. Kingwell E, Zhu F, Marrie RA, Fisk JD, Wolfson C, Warren S, et al. High incidence and increasing prevalence of multiple sclerosis in British Columbia, Canada: findings from over two decades (1991-2010). *J Neurol.* 2015;262(10):2352-2363. <https://doi.org/10.1007/s00415-015-7842-0>
 27. Marrie RA, Fisk JD, Stadnyk KJ, Yu BN, Tremlett H, Wolfson C, et al.; CIHR Team in the Epidemiology and Impact of Comorbidity on Multiple Sclerosis. The incidence and prevalence of multiple sclerosis in Nova Scotia, Canada. *Can J Neurol Sci.* 2013;40(6):824-831. <https://doi.org/10.1017/S0317167100015961>
 28. Lix LM, Yogendran MS, Leslie WD, Shaw SY, Baumgartner R, Bowman C, et al. Using multiple data features improved the validity of osteoporosis case ascertainment from administrative databases. *J Clin Epidemiol.* 2008; 61(12):1250-1260. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2008.02.002>

Recherche quantitative originale

Facteurs de risque spécifiques et facteurs de risque communs pour les troubles de l'humeur, les troubles d'anxiété et les troubles comorbides chez les Canadiens : résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2019-2020

Fahima Hassan, M. Sc.; Cindy Feng, Ph. D.

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

Article de recherche par Hassan F et al. dans la Revue PSPMC mis à disposition selon les termes de la [licence internationale Creative Commons Attribution 4.0](#)

Résumé

Introduction. Les troubles de l'humeur et les troubles d'anxiété coexistent fréquemment, mais peu d'études ont différencié leurs facteurs de risque spécifiques et leurs facteurs de risque communs. Cette étude porte sur les facteurs associés aux troubles de l'humeur seuls, aux troubles d'anxiété seuls et aux troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété chez les Canadiens en utilisant les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2019-2020.

Méthodologie. L'échantillon d'analyse comptait 107 859 répondants et a été pondéré pour être représentatif de la population canadienne. Une régression logistique multinomiale avec poids d'enquête et poids *bootstrap* a permis d'estimer les rapports des risques relatifs ajustés (RRRa) pour les facteurs sociodémographiques, socioéconomiques, liés à la santé et psychosociaux.

Résultats. La prévalence était de 4,17 % pour les troubles de l'humeur seuls, de 4,99 % pour les troubles d'anxiété seuls et de 4,85 % pour les troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété. Les femmes présentaient des risques significativement plus élevés dans toutes les catégories (RRRa de comorbidité = 2,284; intervalle de confiance [IC] à 95 % : 1,951 à 2,673). Les jeunes adultes (18 à 34 ans) présentaient des risques plus élevés pour les troubles d'anxiété seuls (RRRa = 3,036; IC à 95 % : 2,441 à 3,776) et les troubles comorbides (9 311; 7,134 à 12,153) par rapport aux personnes de 65 ans et plus. Un revenu du ménage plus faible et une santé perçue comme mauvaise ont été systématiquement associés à des risques accrus, notamment pour les troubles comorbides, qui présentaient les associations les plus fortes (RRRa de perception de mauvaise santé = 14,688; IC à 95 % : 9,908 à 21,775). Les facteurs psychosociaux, en particulier une faible satisfaction à l'égard de la vie et un faible sentiment d'appartenance à la communauté, ont été également associés à des risques plus élevés, en particulier pour les troubles comorbides.

Conclusion. Des facteurs spécifiques et des facteurs se recoupant contribuent aux troubles de l'humeur et aux troubles d'anxiété. Les efforts de prévention et d'intervention ciblés portant sur l'état de santé, les désavantages socioéconomiques et les facteurs de stress psychosociaux, en particulier chez les jeunes et les femmes, sont essentiels pour réduire le fardeau de ces problèmes de santé mentale au Canada.

Mots-clés : *santé mentale, troubles d'anxiété, troubles de l'humeur, maladies comorbides, comorbidité*



Points saillants

- La comorbidité de troubles de l'humeur et de troubles de l'anxiété est aussi répandue que les troubles de l'humeur seuls ou les troubles d'anxiété seuls, touchant près de 5 % des Canadiens.
- Les jeunes adultes (18 à 34 ans) et les femmes présentent un risque significativement plus élevé pour les trois types de troubles mentaux, en particulier pour les troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété.
- Un revenu familial plus faible, une santé perçue comme mauvaise et des besoins non satisfaits en matière de soins de santé sont systématiquement et fortement associés à un risque accru de problèmes de santé mentale.
- Des facteurs psychosociaux, tels qu'une faible satisfaction à l'égard de la vie et un faible sentiment d'appartenance à la communauté, sont associés à un risque plus élevé de troubles de l'humeur et de troubles d'anxiété, et en particulier pour les troubles concomitants.
- Ces résultats soulignent la nécessité d'interventions ciblées en matière de santé mentale qui s'attaquent aux facteurs de stress sociaux, économiques et psychosociaux.

Rattachement des auteurs :

Department of Community Health and Epidemiology, Faculty of Medicine, Dalhousie University, Halifax (Nouvelle-Écosse), Canada

Correspondance : Cindy Feng, Department of Community Health and Epidemiology, Faculty of Medicine, Dalhousie University, Centre for Clinical Research, 5790 University Avenue, Halifax (Nouvelle-Écosse) B3H 1V7; tél. : 902 494-3860; courriel : cindy.feng@dal.ca

Introduction

Les troubles de l'humeur (comme la dépression et le trouble bipolaire) et les troubles d'anxiété (comme l'anxiété généralisée, le trouble panique, les phobies) comptent parmi les problèmes de santé mentale les plus courants au Canada¹⁻³. Leurs effets sur le fonctionnement quotidien et la qualité de vie sont considérables³⁻⁵. La prévalence des troubles de l'humeur et d'anxiété diagnostiqués chez les Canadiens de 12 ans et plus est passée de 12 % en 2015 à environ 14 % (soit 4,4 millions de personnes) en 2019⁶.

La cooccurrence fréquente de troubles de l'humeur et de troubles d'anxiété, connue sous le nom de comorbidité psychiatrique, est un élément de complexité clé de la santé mentale⁷. Ce phénomène indique qu'il existe vraisemblablement des mécanismes psychologiques et neurobiologiques sous-jacents communs⁷⁻¹⁰ et une réactivité émotionnelle accrue¹¹. Des données supplémentaires révèlent également des voies étiologiques, des profils de symptômes et des déterminants sociaux différents pour ces troubles^{6,8-10}. Les troubles de l'humeur impliquent généralement des perturbations prolongées de l'humeur, de l'énergie et de la motivation, tandis que les troubles d'anxiété sont marqués par une peur, une inquiétude et une excitation physiologique excessives^{4,12-15}. Les personnes souffrant de troubles de l'humeur et d'anxiété comorbides présentent souvent des symptômes plus graves, une maladie plus longue et une plus grande résistance au traitement que les personnes souffrant uniquement de l'un ou l'autre de ces troubles¹⁶. Le regroupement des troubles de l'humeur et des troubles d'anxiété en une seule catégorie diagnostique peut donc masquer d'importantes distinctions au niveau des facteurs de risque et des caractéristiques¹⁷. Il est essentiel de comprendre les corrélats communs et les corrélats spécifiques des troubles de l'humeur et des troubles d'anxiété afin d'améliorer le diagnostic, d'adapter le traitement et de fournir des orientations pour les stratégies de santé publique¹⁸.

Les résultats en matière de santé mentale sont associés à un large éventail de déterminants : facteurs sociodémographiques (en particulier le sexe, l'âge et le statut vis-à-vis de l'immigration)^{16,17,19}, facteurs socioéconomiques (comme le revenu et l'emploi)^{16,19,20}, facteurs liés à la santé

(dont la multimorbidité et les besoins non satisfaits en matière de soins de santé)^{17,19} et facteurs psychosociaux (par exemple le stress et le degré de satisfaction à l'égard de la vie)^{17,19}. De nombreux facteurs sont liés aux deux troubles¹¹, mais certains semblent plus spécifiques : les troubles d'anxiété ont été associés à la résidence en milieu urbain et à l'adversité pendant l'enfance, tandis que les troubles de l'humeur sont plus fortement liés au jeune âge, au faible niveau de scolarité, au fait d'être veuf ou divorcé et de vivre dans des collectivités défavorisées sur le plan socioéconomique^{17,19}. Les troubles de l'humeur sont généralement plus fréquents chez les femmes^{3,21}. La multimorbidité, fréquente chez les adultes d'âge moyen et les aînés, et les besoins non satisfaits en matière de soins de santé sont particulièrement importants pour les troubles de l'humeur^{11,19,22-27}. La douleur chronique coexiste fréquemment avec les troubles de l'humeur et d'anxiété en tant que cause ou conséquence (p. ex. l'arthrite, les maux de dos chroniques et les maux de tête chroniques). Les différences observées entre les provinces et les territoires du Canada correspondent probablement à des variations entre les régions dans l'organisation du système de santé, l'accès aux services et l'environnement social³. Enfin, les facteurs psychosociaux tels que le stress, une santé perçue comme mauvaise et l'insatisfaction sont souvent modifiables, mais ils sont souvent présents ensemble et aggravent la vulnérabilité^{28,29}.

Malgré l'augmentation du nombre de recherches sur les troubles de l'humeur et les troubles d'anxiété au Canada, à notre connaissance, peu d'études ont porté sur les troubles de l'humeur seuls, les troubles d'anxiété seuls et les troubles de l'humeur et d'anxiété comorbides (« troubles comorbides » dans la suite du texte) au sein d'un échantillon unique et représentatif au niveau national. Nous avons étudié une série de facteurs sociodémographiques, socioéconomiques, liés à la santé et psychosociaux associés à ces trois résultats en matière de santé mentale en utilisant les données les plus récentes de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) pré-COVID-19 (2019-2020). Nos résultats fournissent une base actualisée pour comprendre les profils de risque en matière de santé mentale et peuvent servir de soutien à l'élaboration de stratégies de prévention et d'intervention ciblées.

Méthodologie

Source des données et population étudiée

Pour cette étude, nous avons utilisé les données regroupées des volets annuels 2019 et 2020 de l'ESCC, qui ont été harmonisées par Statistique Canada et analysées comme un seul ensemble de données transversales³⁰. L'ESCC utilise un plan d'échantillonnage complexe multi-échelle pour recueillir des données socioéconomiques et relatives à la santé complètes, incluant des informations sur l'état de santé, l'accès aux services de santé et leur utilisation ainsi que divers déterminants de la santé³⁰⁻³². L'échantillon de l'enquête a inclus 108 252 personnes de 12 ans et plus vivant dans toutes les provinces et tous les territoires du Canada. L'enquête n'a pas inclus les personnes vivant dans des réserves et d'autres établissements autochtones (appelés « Autochtones » dans l'ESCC), dans certaines régions éloignées ou en établissement, ni les membres à temps plein des Forces armées canadiennes. Des descriptions détaillées de la méthodologie, de la conception, des instruments et de la base d'échantillonnage de l'ESCC sont présentées ailleurs³¹.

Variables et mesures de l'étude

Variable de résultat

Le résultat principal est une variable multinomiale à quatre catégories rassemblant l'absence de troubles déclarés, les troubles de l'humeur seuls, les troubles d'anxiété seuls et les troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété, selon l'autodéclaration par les répondants d'un diagnostic de troubles de l'humeur ou d'anxiété chroniques (qui durent ou devraient durer au moins 6 mois) délivré par un professionnel de la santé. Les répondants ont été classés comme souffrant d'un trouble de l'humeur s'ils ont répondu « oui » à la question « Êtes-vous atteint d'un trouble de l'humeur tel que la dépression, le trouble bipolaire, la manie ou la dysthymie? » et comme souffrant d'un trouble d'anxiété s'ils ont répondu « oui » à la question « Avez-vous un trouble d'anxiété tel qu'une phobie, un trouble obsessionnel compulsif ou un trouble panique qui a été diagnostiqué par un professionnel de la santé? ». Les personnes qui ont répondu « oui » à la question sur les troubles de l'humeur et « non » à la question sur les troubles d'anxiété ont été classées comme souffrant uniquement de troubles de l'humeur, tandis que celles qui ont répondu

« oui » à la question sur les troubles d'anxiété et « non » à la question sur les troubles de l'humeur ont été classées comme souffrant uniquement de troubles d'anxiété. Les personnes qui ont répondu « oui » aux deux questions ont été classées comme souffrant de troubles comorbides et celles qui ont répondu « non » aux deux questions ont été classées comme n'ayant aucun trouble.

Covariables

Les covariables comprenaient les facteurs sociodémographiques suivants : le sexe (masculin ou féminin); le groupe d'âge (12 à 17, 18 à 24, 25 à 34, 35 à 50, 51 à 64 ou 65 ans et plus); l'identité autochtone (oui ou non); le statut vis-à-vis de l'immigration (immigrant [soit résident permanent, appelé « immigrant reçu » dans l'ESCC 2020, soit résident non permanent] ou né au Canada); l'appartenance à un groupe racisé (désigné comme « minorité visible », avec des indicateurs oui ou non dans le fichier à grande diffusion de l'ESCC, qui regroupe de multiples catégories ethniques ou culturelles autoidentifiées en un indicateur binaire); l'état matrimonial (marié/vivant en union libre ou célibataire [c'est-à-dire jamais marié, divorcé, séparé ou veuf]); le niveau de scolarité (inférieur à l'enseignement secondaire, diplôme d'études secondaires ou équivalent, certificat/diplôme d'études postsecondaires ou diplôme universitaire) et la région de résidence (les 10 provinces et une catégorie combinée pour les territoires).

Les facteurs socioéconomiques comprenaient le revenu du ménage (moins de 20 000, 20 000 à 39 999, 40 000 à 59 999, 60 000 à 79 999 ou 80 000 et plus dollars canadiens [CAD]), selon les groupes de revenus nationaux canadiens, et le niveau de sécurité alimentaire du ménage (sécurité alimentaire, légère insécurité alimentaire, moyenne insécurité alimentaire ou grave insécurité alimentaire).

Les facteurs liés à la santé comprenaient la santé perçue (excellente, très bonne, bonne, passable, mauvaise); la présence ou l'absence de douleur chronique (aucune douleur ou aucun malaise habituels ou présence de douleur ou malaise habituels); le nombre de maladies physiques chroniques (0, 1, 2 ou 3 et plus selon les indicateurs pour sept maladies diagnostiquées, soit l'asthme, l'arthrite, l'hypertension artérielle, le diabète, les maladies respiratoires chroniques, les troubles musculo-squelettiques et les maladies

cardiovasculaires). Les besoins non satisfaits en matière de soins de santé au cours des 12 derniers mois (non/oui) ont été codés « oui » si le répondant a déclaré avoir eu besoin de soins de santé mais ne pas les avoir reçus et avoir rencontré un ou plusieurs obstacles pour recevoir des soins de santé (p. ex. le temps d'attente, le coût ou le manque de disponibilité).

Les facteurs psychosociaux comprenaient le sentiment d'appartenance à la communauté (très fort, plus ou moins fort, plus ou moins faible ou très faible); la satisfaction à l'égard de la vie (très satisfait, satisfait, ni satisfait ni insatisfait, insatisfait ou très insatisfait) et le stress perçu dans la vie (vie pas du tout stressante, pas très stressante, un peu stressante, assez stressante ou extrêmement stressante).

Sauf indication contraire, les covariables sont tirées des variables dérivées de Statistique Canada dans le fichier à grande diffusion de l'ESCC 2019-2020; l'absence de réponse (« ne sait pas », « refus ») a été codée comme réponse manquante. Certaines variables (comme le nombre de maladies chroniques ou les besoins non satisfaits en matière de soins de santé) ont été construites à partir de plusieurs éléments de l'ESCC.

Cadre conceptuel

Les mesures psychosociales (satisfaction à l'égard de la vie, stress perçu, sentiment d'appartenance à la communauté) sont traitées comme des déterminants sociaux en aval, façonnés par des conditions sociales et économiques plus larges (comme la pauvreté, la discrimination ou l'exclusion). Nous avons donc interprété les associations impliquant ces variables comme des associations conditionnelles susceptibles de refléter un désavantage structurel accumulé plutôt que des attributs purement individuels.

Analyses statistiques

Les analyses descriptives offrent une synthèse des caractéristiques des répondants en fonction des niveaux de la variable de résultat. Nous présentons les fréquences et les pourcentages en utilisant des estimations pondérées par enquête et *bootstrap* pour tenir compte de la complexité de conception de l'enquête. Nous avons analysé les associations brutes à l'aide d'une régression logistique multinomiale bivariée. Nous avons estimé les associations ajustées à l'aide d'une régression

logistique multinomiale avec poids d'enquête afin d'obtenir des rapports de risque relatif ajustés (RRRa) et des intervalles de confiance (IC) à 95 %. Les associations ont été considérées comme statistiquement significatives si l'IC à 95 % pour chaque RRRa n'incluait pas 1. Toutes les analyses ont intégré les poids d'échantillonnage fournis par l'ESCC afin de tenir compte de la complexité de l'enquête et de garantir la représentativité au niveau de la population³⁰. Nous avons évalué la multicollinéarité entre les variables explicatives à l'aide du facteur d'inflation de la variance³³, pour lesquels des valeurs supérieures à 2,5 signalent des problèmes potentiels de multicollinéarité.

Les analyses ont été réalisées à l'aide de STATA version 17 (StataCorp LLC, College Station, Texas, États-Unis).

Approbation éthique

Cette étude a utilisé des données secondaires dépersonnalisées de l'ESCC, accessibles au public, et n'a donc pas fait l'objet d'évaluation déontologique institutionnelle.

Résultats

Au sein de l'échantillon d'analyse de 107 859 répondants, 4 503 (4,17 %) ont déclaré avoir reçu un diagnostic clinique de trouble de l'humeur seul, 5 381 (4,99 %) de trouble d'anxiété seul et 5 226 (4,85 %) de troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété (tableau 1). Les femmes étaient plus nombreuses dans tous les groupes, et les jeunes adultes (18 à 34 ans) étaient particulièrement représentés dans le groupe des personnes souffrant d'anxiété seule et de troubles comorbides.

Les groupes souffrant de troubles comorbides présentaient généralement des désavantages sociaux et sanitaires plus importants, notamment des proportions plus élevées de répondants s'identifiant comme autochtones, célibataires ou ayant une santé perçue moins bonne, une douleur ou un malaise habituels, des besoins non satisfaits en matière de soins de santé, un sentiment d'appartenance à la communauté plus faible, une satisfaction à l'égard de la vie plus faible et un stress perçu plus élevé. Les données manquantes sur l'insécurité alimentaire des ménages étaient importantes (environ 16 700 répondants; 15,5 %) et ont été exclues des analyses par régression afin d'éviter de réduire l'échantillon analysé.

TABEAU 1
Caractéristiques des répondants présentant des troubles de l'humeur ou d'anxiété et des répondants
n'ayant déclaré aucun trouble de l'humeur ou d'anxiété^a, ESCC, 2019-2020

| Variables | Aucun trouble déclaré | | Troubles de l'humeur ^b | | Troubles d'anxiété ^c | | Troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété ^{b,c} | | Total | |
|--|-----------------------|-------|-----------------------------------|-------|---------------------------------|-------|---|-------|---------|-------|
| | n | % | n | % | n | % | n | % | n | % |
| Total | 92 749 | 85,99 | 4 503 | 4,17 | 5 381 | 4,99 | 5 226 | 4,85 | 107 859 | 100 |
| Facteurs sociodémographiques | | | | | | | | | | |
| Sexe (n = 107 859) | | | | | | | | | | |
| Masculin | 47 594 | 51,32 | 1 834 | 40,73 | 1 963 | 36,48 | 1 878 | 35,93 | 53 269 | 49,39 |
| Féminin | 45 155 | 48,68 | 2 669 | 59,27 | 3 418 | 63,52 | 3 348 | 64,07 | 54 590 | 50,61 |
| Âge, années (n = 107 859) | | | | | | | | | | |
| 12 à 17 | 6 880 | 7,42 | 109 | 2,43 | 579 | 10,76 | 253 | 4,84 | 7 822 | 7,25 |
| 18 à 34 | 23 415 | 25,25 | 1 034 | 22,97 | 1 713 | 31,83 | 2 164 | 41,42 | 28 327 | 26,26 |
| 35 à 49 | 20 999 | 22,64 | 1 044 | 23,19 | 1 257 | 23,36 | 1 253 | 23,97 | 24 553 | 22,76 |
| 50 à 64 | 21 920 | 23,63 | 1 354 | 30,07 | 1 106 | 20,56 | 1 114 | 21,31 | 25 494 | 23,64 |
| ≥ 65 | 19 534 | 21,06 | 961 | 21,34 | 726 | 13,50 | 442 | 8,46 | 21 663 | 20,08 |
| Identité autochtone (n = 104 880) | | | | | | | | | | |
| Non | 87 814 | 97,36 | 4 181 | 94,96 | 4 996 | 95,49 | 4 674 | 92,50 | 101 665 | 96,93 |
| Oui | 2 378 | 2,64 | 222 | 5,04 | 236 | 4,51 | 379 | 7,50 | 3 215 | 3,07 |
| Statut vis-à-vis de l'immigration (n = 105 728) | | | | | | | | | | |
| Immigrant ^d | 26 020 | 28,65 | 685 | 15,39 | 723 | 13,61 | 595 | 11,61 | 28 023 | 26,50 |
| Né au Canada | 64 815 | 71,35 | 3 769 | 84,61 | 4 590 | 86,39 | 4 532 | 88,39 | 77 705 | 73,50 |
| Appartenance à un groupe racisé ^e (n = 104 902) | | | | | | | | | | |
| Oui | 21 659 | 24,04 | 487 | 11,02 | 597 | 11,30 | 575 | 11,29 | 23 317 | 22,23 |
| Non | 68 453 | 75,96 | 3 932 | 88,98 | 4 684 | 88,70 | 4 517 | 88,71 | 81 585 | 77,77 |
| État matrimonial (n = 99 800) | | | | | | | | | | |
| Marié/vivant en union libre | 55 775 | 65,11 | 2 373 | 54,18 | 2 616 | 54,56 | 2 115 | 42,64 | 62 879 | 63,00 |
| Célibataire ^f | 29 890 | 34,89 | 2 007 | 45,82 | 2 179 | 45,44 | 2 845 | 57,36 | 36 921 | 37,00 |
| Niveau de scolarité (n = 102 176) | | | | | | | | | | |
| Inférieur à l'enseignement secondaire | 3 769 | 4,28 | 199 | 4,67 | 231 | 4,57 | 197 | 4,06 | 4 396 | 4,30 |
| Diplôme d'études secondaires | 10 634 | 12,08 | 608 | 14,26 | 582 | 11,52 | 817 | 16,85 | 12 642 | 12,37 |
| Diplôme de niveau postsecondaire | 73 605 | 83,63 | 3 457 | 81,06 | 4 239 | 83,90 | 3 836 | 79,09 | 85 138 | 83,32 |
| Région de résidence (n = 107 859) | | | | | | | | | | |
| Terre-Neuve-et-Labrador | 1 293 | 1,39 | 69 | 1,54 | 97 | 1,80 | 84 | 1,62 | 1 543 | 1,43 |
| Île-du-Prince-Édouard | 377 | 0,41 | 22 | 0,49 | 25 | 0,47 | 31 | 0,60 | 456 | 0,42 |
| Nouvelle-Écosse | 2 236 | 2,41 | 159 | 3,52 | 171 | 3,18 | 253 | 4,84 | 2 818 | 2,61 |
| Nouveau-Brunswick | 1 817 | 1,96 | 114 | 2,52 | 157 | 2,91 | 138 | 2,64 | 2 225 | 2,06 |
| Québec | 21 625 | 23,32 | 802 | 17,80 | 1 437 | 26,71 | 637 | 12,20 | 24 501 | 22,72 |
| Ontario | 36 326 | 39,17 | 1 747 | 38,80 | 2 026 | 37,64 | 2 273 | 43,50 | 42 372 | 39,28 |
| Manitoba | 3 132 | 3,38 | 167 | 3,71 | 168 | 3,12 | 183 | 3,50 | 3 649 | 3,38 |
| Saskatchewan | 2 614 | 2,82 | 203 | 4,50 | 154 | 2,87 | 153 | 2,93 | 3 124 | 2,90 |
| Alberta | 10 539 | 11,36 | 588 | 13,06 | 515 | 9,57 | 699 | 13,38 | 12 342 | 11,44 |
| Colombie-Britannique | 12 556 | 13,54 | 622 | 13,82 | 622 | 11,56 | 764 | 14,62 | 14 565 | 13,50 |
| Territoires ^g | 234 | 0,25 | 11 | 0,23 | 10 | 0,18 | 10 | 0,19 | 264 | 0,24 |

Suite à la page suivante

TABLEAU 1 (suite)
Caractéristiques des répondants présentant des troubles de l'humeur ou d'anxiété et des répondants n'ayant déclaré aucun trouble de l'humeur ou d'anxiété^a, ESCC, 2019-2020

| Variables | Aucun trouble déclaré | | Troubles de l'humeur ^b | | Troubles d'anxiété ^c | | Troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété ^{b,c} | | Total | |
|---|-----------------------|-------|-----------------------------------|-------|---------------------------------|-------|---|-------|---------|-------|
| | n | % | n | % | n | % | n | % | n | % |
| Facteurs socioéconomiques | | | | | | | | | | |
| Revenu du ménage, CAD (n = 106 620) | | | | | | | | | | |
| < 20 000 | 3 280 | 3,58 | 320 | 7,21 | 305 | 5,74 | 479 | 9,32 | 4 384 | 4,11 |
| 20 000 à 39 999 | 9 622 | 10,49 | 601 | 13,55 | 673 | 12,66 | 743 | 14,47 | 11 639 | 10,92 |
| 40 000 à 59 999 | 11 281 | 12,30 | 637 | 14,35 | 703 | 13,22 | 811 | 15,80 | 13 431 | 12,60 |
| 60 000 à 79 999 | 11 271 | 12,29 | 636 | 14,34 | 670 | 12,61 | 601 | 11,71 | 13 179 | 12,36 |
| ≥ 80 000 | 56 281 | 61,35 | 2 243 | 50,55 | 2 964 | 55,76 | 2 500 | 48,69 | 63 987 | 60,01 |
| Niveau de sécurité alimentaire du ménage (n = 91 125) | | | | | | | | | | |
| Sécurité alimentaire | 71 675 | 91,54 | 3 035 | 79,66 | 3 914 | 83,85 | 3 088 | 71,05 | 81 712 | 89,67 |
| Légère insécurité | 2 591 | 3,31 | 213 | 5,60 | 226 | 4,84 | 230 | 5,29 | 3 260 | 3,58 |
| Insécurité moyenne | 3 062 | 3,91 | 325 | 8,52 | 337 | 7,23 | 538 | 12,37 | 4 262 | 4,68 |
| Grave insécurité | 973 | 1,24 | 237 | 6,22 | 191 | 4,09 | 491 | 11,29 | 1 891 | 2,08 |
| Facteurs liés à la santé | | | | | | | | | | |
| Santé perçue (n = 107 725) | | | | | | | | | | |
| Excellente | 24 336 | 26,27 | 315 | 7,00 | 716 | 13,31 | 189 | 3,63 | 25 555 | 23,72 |
| Très bonne | 37 161 | 40,11 | 1 190 | 26,47 | 1 825 | 33,95 | 962 | 18,49 | 41 139 | 38,19 |
| Bonne | 23 871 | 25,76 | 1 691 | 37,61 | 1 931 | 35,91 | 1 986 | 38,17 | 29 479 | 27,37 |
| Passable | 5 655 | 6,10 | 948 | 21,09 | 683 | 12,70 | 1 351 | 25,97 | 8 638 | 8,02 |
| Mauvaise | 1 626 | 1,75 | 352 | 7,83 | 221 | 4,12 | 715 | 13,74 | 2 914 | 2,71 |
| Douleur (n = 107 570) | | | | | | | | | | |
| Pas de douleur ou de malaise habituels | 73 409 | 79,35 | 2 513 | 56,16 | 3 585 | 66,69 | 2 802 | 53,87 | 82 310 | 76,52 |
| Douleur ou malaise habituels | 19 108 | 20,65 | 1 962 | 43,84 | 1 791 | 33,31 | 2 400 | 46,13 | 25 260 | 23,48 |
| Nombre de maladies physiques chroniques (n = 107 859) ^h | | | | | | | | | | |
| 0 | 56 801 | 61,24 | 1 976 | 43,88 | 3 058 | 56,82 | 2 553 | 48,86 | 64 388 | 59,70 |
| 1 | 19 872 | 21,43 | 1 194 | 26,51 | 1 261 | 23,43 | 1 429 | 27,34 | 23 755 | 22,02 |
| 2 | 9 356 | 10,09 | 675 | 15,00 | 565 | 10,49 | 686 | 13,12 | 11 282 | 10,46 |
| ≥ 3 | 6 719 | 7,24 | 658 | 14,62 | 498 | 9,25 | 559 | 10,69 | 8 434 | 7,82 |
| Besoin non satisfait en matière de soins de santé au cours des 12 derniers mois (n = 107 859) | | | | | | | | | | |
| Non | 89 634 | 96,64 | 4 145 | 92,06 | 5 054 | 93,92 | 4 451 | 85,17 | 103 285 | 95,76 |
| Oui | 3 114 | 3,36 | 357 | 7,94 | 327 | 6,08 | 775 | 14,83 | 4 574 | 4,24 |
| Facteurs psychosociaux | | | | | | | | | | |
| Sentiment d'appartenance à la communauté (n = 103 408) | | | | | | | | | | |
| Très fort | 17 355 | 19,38 | 534 | 12,77 | 820 | 16,52 | 405 | 8,56 | 19 114 | 18,48 |
| Plus ou moins fort | 47 042 | 52,54 | 1 902 | 45,48 | 2 439 | 49,14 | 1 913 | 40,43 | 53 296 | 51,54 |
| Plus ou moins faible | 20 005 | 22,34 | 1 277 | 30,54 | 1 234 | 24,86 | 1 496 | 31,62 | 24 012 | 23,22 |
| Très faible | 5 129 | 5,73 | 469 | 11,21 | 471 | 9,48 | 917 | 19,39 | 6 986 | 6,76 |
| Satisfaction à l'égard de la vie (n = 104 005) | | | | | | | | | | |
| Très satisfait | 39 076 | 43,38 | 788 | 18,75 | 1 390 | 27,99 | 538 | 11,31 | 41 793 | 40,18 |
| Satisfait | 46 858 | 52,02 | 2 620 | 62,31 | 3 041 | 61,22 | 2 762 | 58,06 | 55 281 | 53,15 |
| Ni satisfait ni insatisfait | 2 862 | 3,18 | 402 | 9,55 | 345 | 6,94 | 690 | 14,52 | 4 299 | 4,13 |
| Insatisfait | 1 039 | 1,15 | 339 | 8,07 | 163 | 3,28 | 621 | 13,06 | 2 162 | 2,08 |
| Très insatisfait | 241 | 0,27 | 56 | 1,33 | 28 | 0,56 | 145 | 3,06 | 470 | 0,45 |

Suite à la page suivante

TABEAU 1 (suite)
Caractéristiques des répondants présentant des troubles de l'humeur ou d'anxiété et des répondants n'ayant déclaré aucun trouble de l'humeur ou d'anxiété^a, ESCC, 2019-2020

| Variables | Aucun trouble déclaré | | Troubles de l'humeur ^b | | Troubles d'anxiété ^c | | Troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété ^{b,c} | | Total | |
|-----------------------------------|-----------------------|-------|-----------------------------------|-------|---------------------------------|-------|---|-------|--------|-------|
| | n | % | n | % | n | % | n | % | n | % |
| Stress de vie perçu (n = 107 478) | | | | | | | | | | |
| Vie pas du tout stressante | 14 010 | 15,16 | 273 | 6,08 | 256 | 4,77 | 158 | 3,06 | 14 697 | 13,67 |
| Vie pas très stressante | 23 916 | 25,87 | 678 | 15,11 | 905 | 16,85 | 441 | 8,51 | 25 940 | 24,13 |
| Vie un peu stressante | 38 262 | 41,39 | 1 939 | 43,23 | 2 367 | 44,05 | 1 995 | 38,48 | 44 562 | 41,46 |
| Vie assez stressante | 14 443 | 15,62 | 1 287 | 28,69 | 1 565 | 29,12 | 1 962 | 37,83 | 19 256 | 17,92 |
| Vie extrêmement stressante | 1 806 | 1,95 | 309 | 6,89 | 280 | 5,21 | 628 | 12,12 | 3 023 | 2,81 |

Abréviations : CAD, dollars canadiens; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

^a Distribution des estimations des fréquences et des pourcentages avec poids d'enquête et *bootstrap*.

^b Les troubles de l'humeur comprennent la dépression, le trouble bipolaire, la manie ou la dysthymie.

^c Les troubles d'anxiété comprennent les phobies, les troubles obsessionnels compulsifs et les troubles paniques.

^d Les répondants ont été catégorisés comme immigrants s'ils ont déclaré être résidents permanents (« immigrants reçus » dans l'ESCC de 2020) ou résidents non permanents.

^e Les répondants ont été catégorisés comme personnes appartenant à un groupe racisé (« minorité visible » dans le fichier à grande diffusion de l'ESCC 2020) s'ils se sont identifiés comme Sud-Asiatique, Chinois, Noir, Philippin, Arabe, Latino-Américain, Asiatique du Sud-Est, Asiatique occidentale, Coréen, Japonais ou d'une autre catégorie.

^f Les répondants ont été catégorisés comme célibataires s'ils ont déclaré être divorcés, séparés, veufs ou jamais mariés.

^g En raison de la faible quantité de réponses, les données du Yukon, des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut ont été combinées.

^h Selon les indicateurs relatifs aux maladies diagnostiquées suivantes : asthme, arthrite, hypertension artérielle, diabète, maladies respiratoires chroniques, troubles musculo-squelettiques ou maladies cardio-vasculaires.

Le tableau 2 présente les associations non ajustées.

Après ajustement, les femmes présentaient des RRRa plus élevés pour les trois résultats : les troubles de l'humeur (RRRa = 1,688; IC à 95 % : 1,487 à 1,916), les troubles d'anxiété (1,956; 1,712 à 2,234) et surtout les troubles comorbides (2,284; 1,951 à 2,673) (tableau 3 et figure 1).

L'âge s'est révélé fortement associé aux résultats en matière de santé mentale : les jeunes adultes (18 à 34 ans) présentaient un risque plus de trois fois plus élevé de troubles d'anxiété (RRRa = 3,036; IC à 95 % : 2,441 à 3,776) et un risque plus de neuf fois plus élevé de troubles comorbides (9,311; 7,134 à 12,153) que les aînés (≥ 65 ans). Les adultes de 35 à 64 ans présentaient également des risques plus élevés pour tous les résultats, mais dans une moindre mesure que les adultes plus jeunes.

Nous avons testé un terme exploratoire d'interaction âge-sexe dans le modèle multinomial : le test de Wald global n'était pas statistiquement significatif ($\chi^2(12) = 7,82$; $p = 0,80$), ce qui indique que les associations entre le sexe et les résultats en matière de santé mentale ne différaient pas de manière significative entre les

groupes d'âge, contrairement aux résultats de la surveillance canadienne antérieure qui indiquaient un fardeau de santé mentale plus élevé chez les jeunes femmes³.

L'identité autochtone a été associée à un plus grand nombre de troubles comorbides (RRRa = 1,410; IC à 95 % : 1,048 à 1,896), mais ni à des troubles de l'humeur seuls, ni à des troubles d'anxiété seuls. Les répondants nés au Canada présentaient des risques plus élevés que les immigrants, en particulier pour les troubles comorbides (1,984; 1,544 à 2,551). Les répondants appartenant à un groupe racisé étaient significativement moins susceptibles que les répondants n'appartenant pas à un groupe racisé de déclarer des troubles de l'humeur seuls (0,525; 0,410 à 0,671), des troubles d'anxiété (0,478; 0,354 à 0,645) et des troubles comorbides (0,423; 0,308 à 0,581). Les répondants célibataires présentaient des risques plus élevés que les répondants mariés ou vivant en union libre pour tous les résultats.

Par rapport aux répondants n'ayant pas terminé leurs études secondaires, les diplômés de l'enseignement supérieur présentaient un risque plus élevé de troubles de l'humeur (RRRa = 1,473; IC à 95 % : 1,179 à 1,841) et de troubles comorbides

(1,456; 1,108 à 1,913). Les diplômés de l'enseignement secondaire présentaient un risque significativement plus élevé de troubles comorbides (1,394; 1,049 à 1,853).

Les différences régionales dans les risques de troubles de l'humeur ou d'anxiété étaient significatives dans cinq provinces. Par rapport à ceux de l'Ontario, les répondants de la Saskatchewan (RRRa = 1,591; IC à 95 % : 1,228 à 2,062) et de l'Alberta (1 241; 1,036 à 1,486) ont affiché un risque plus élevé pour les troubles de l'humeur seuls. Ceux de Nouvelle-Écosse présentaient un risque plus élevé de troubles comorbides (1,547; 1,139 à 2,102) et de troubles d'anxiété seuls (1,305; 1,001 à 1,700). Inversement, les répondants du Québec présentaient des risques plus faibles pour les troubles de l'humeur seuls (0,799; 0,660 à 0,968) et les troubles comorbides (0,462; 0,368 à 0,581) et ceux du Manitoba avaient un risque plus faible de troubles comorbides (0,736; 0,554 à 0,978). En raison de la taille très réduite des cellules, nous ne présentons pas les estimations pour les territoires.

Un revenu plus faible a été associé à des risques plus élevés, en particulier pour les personnes ayant un revenu inférieur à 20 000 CAD (risque le plus élevé pour toutes les catégories de troubles). Les effets

TABEAU 2
Associations de régression logistique multinomiale non ajustées entre les facteurs sociodémographiques, socioéconomiques, liés à la santé et psychosociaux et les résultats en matière de santé mentale^{a,b} chez les Canadiens, ESCC, 2019-2020

| Variables | Troubles de l'humeur ^a | | | Troubles d'anxiété ^b | | | Troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété ^{a,b} | | |
|--|-----------------------------------|-----------------|----------|---------------------------------|---------------|----------|---|-----------------|----------|
| | RRR | IC à 95 % | Valeur p | RRR | IC à 95 % | Valeur p | RRR | IC à 95 % | Valeur p |
| Facteurs sociodémographiques | | | | | | | | | |
| Sexe (catégorie de référence : masculin) | | | | | | | | | |
| Féminin | 1,534 | 1,378 à 1,708 | < 0,001 | 1,835 | 1,641 à 2,053 | < 0,001 | 1,879 | 1,670 à 2,114 | < 0,001 |
| Âge, années (catégorie de référence : ≥ 65 ans) | | | | | | | | | |
| 12 à 17 | 0,324 | 0,232 à 0,451 | < 0,001 | 2,264 | 1,883 à 2,722 | < 0,001 | 1,626 | 1,267 à 2,085 | < 0,001 |
| 18 à 34 | 0,898 | 0,766 à 1,053 | 0,187 | 1,967 | 1,705 à 2,270 | < 0,001 | 4,085 | 3,539 à 4,715 | < 0,001 |
| 35 à 49 | 1,011 | 0,878 à 1,165 | 0,879 | 1,610 | 1,405 à 1,845 | < 0,001 | 2,637 | 2,271 à 3,061 | < 0,001 |
| 50 à 64 | 1,256 | 1,108 à 1,423 | < 0,001 | 1,357 | 1,179 à 1,562 | < 0,001 | 2,246 | 1,928 à 2,616 | < 0,001 |
| Identité autochtone (catégorie de référence : non) | | | | | | | | | |
| Oui | 1,961 | 1,586 à 2,425 | < 0,001 | 1,743 | 1,408 à 2,157 | < 0,001 | 2,994 | 2,428 à 3,692 | < 0,001 |
| Statut vis-à-vis de l'immigration (catégorie de référence : immigrant ^c) | | | | | | | | | |
| Né au Canada | 2,208 | 1,885 à 2,586 | < 0,001 | 2,548 | 2,140 à 3,034 | < 0,001 | 3,057 | 2,565 à 3,644 | < 0,001 |
| Appartenance à un groupe racisé ^d (catégorie de référence : non) | | | | | | | | | |
| Oui | 0,391 | 0,319 à 0,479 | < 0,001 | 0,403 | 0,325 à 0,499 | < 0,001 | 0,402 | 0,322 à 0,502 | < 0,001 |
| État matrimonial (catégorie de référence : marié/vivant en union libre) | | | | | | | | | |
| Célibataire ^e | 1,578 | 1,418 à 1,756 | < 0,001 | 1,554 | 1,385 à 1,744 | < 0,001 | 2,510 | 2,251 à 2,799 | < 0,001 |
| Niveau de scolarité (catégorie de référence : inférieur à l'enseignement secondaire) | | | | | | | | | |
| Diplôme d'études secondaires | 1,082 | 0,874 à 1,339 | 0,469 | 0,893 | 0,720 à 1,107 | 0,302 | 1,471 | 1,127 à 1,919 | 0,004 |
| Diplôme de niveau postsecondaire | 0,888 | 0,743 à 1,062 | 0,194 | 0,939 | 0,794 à 1,111 | 0,465 | 0,998 | 0,779 à 1,277 | 0,986 |
| Région de résidence (catégorie de référence : Ontario) | | | | | | | | | |
| Terre-Neuve-et-Labrador | 1,113 | 0,838 à 1,479 | 0,458 | 1,343 | 1,006 à 1,792 | 0,045 | 1,044 | 0,762 à 1,430 | 0,790 |
| Île-du-Prince-Édouard | 1,212 | 0,861 à 1,707 | 0,270 | 1,203 | 0,852 à 1,697 | 0,294 | 1,329 | 0,983 à 1,798 | 0,065 |
| Nouvelle-Écosse | 1,474 | 1,161 à 1,872 | 0,001 | 1,371 | 1,105 à 1,700 | 0,004 | 1,807 | 1,457 à 2,241 | < 0,001 |
| Nouveau-Brunswick | 1,300 | 0,999 à 1,692 | 0,051 | 1,546 | 1,235 à 1,936 | < 0,001 | 1,211 | 0,906 à 1,620 | 0,196 |
| Québec | 0,771 | 0,651 à 0,913 | 0,003 | 1,192 | 1,041 à 1,365 | 0,011 | 0,471 | 0,397 à 0,559 | < 0,001 |
| Manitoba | 1,110 | 0,872 à 1,412 | 0,397 | 0,960 | 0,758 à 1,217 | 0,739 | 0,932 | 0,741 à 1,172 | 0,547 |
| Saskatchewan | 1,612 | 1,310 à 1,981 | < 0,001 | 1,058 | 0,785 à 1,427 | 0,709 | 0,936 | 0,715 à 1,226 | 0,631 |
| Alberta | 1,160 | 0,996 à 1,352 | 0,056 | 0,877 | 0,730 à 1,054 | 0,160 | 1,060 | 0,898 à 1,251 | 0,489 |
| Colombie-Britannique | 1,030 | 0,879 à 1,207 | 0,711 | 0,889 | 0,742 à 1,065 | 0,200 | 0,972 | 0,827 à 1,143 | 0,734 |
| Territoires ^f | 0,937 | 0,725 à 1,210 | 0,616 | 0,731 | 0,562 à 0,953 | 0,020 | 0,675 | 0,515 à 0,886 | 0,005 |
| Facteurs socioéconomiques | | | | | | | | | |
| Revenu du ménage, CAD (catégorie de référence : ≥ 80 000) | | | | | | | | | |
| < 20 000 | 2,449 | 2,034 à 2,949 | < 0,001 | 1,766 | 1,440 à 2,166 | < 0,001 | 3,285 | 2,795 à 3,862 | < 0,001 |
| 20 000 à 39 999 | 1,568 | 1,353 à 1,817 | < 0,001 | 1,328 | 1,133 à 1,557 | < 0,001 | 1,738 | 1,487 à 2,031 | < 0,001 |
| 40 000 à 59 999 | 1,416 | 1,217 à 1,649 | < 0,001 | 1,183 | 0,999 à 1,400 | 0,052 | 1,619 | 1,370 à 1,914 | < 0,001 |
| 60 000 à 79 999 | 1,416 | 1,203 à 1,667 | < 0,001 | 1,130 | 0,959 à 1,331 | 0,145 | 1,201 | 1,011 à 1,427 | 0,037 |
| Facteurs liés à la santé | | | | | | | | | |
| Santé perçue (catégorie de référence : excellente) | | | | | | | | | |
| Très bonne | 2,478 | 1,997 à 3,074 | < 0,001 | 1,670 | 1,415 à 1,971 | < 0,001 | 3,340 | 2,522 à 4,424 | < 0,001 |
| Bonne | 5,481 | 4,445 à 6,759 | < 0,001 | 2,750 | 2,328 à 3,248 | < 0,001 | 10,734 | 8,220 à 14,016 | < 0,001 |
| Passable | 12,974 | 10,426 à 16,144 | < 0,001 | 4,106 | 3,356 à 5,024 | < 0,001 | 30,829 | 23,360 à 40,687 | < 0,001 |
| Mauvaise | 16,756 | 12,946 à 21,686 | < 0,001 | 4,628 | 3,611 à 5,931 | < 0,001 | 56,716 | 42,423 à 75,825 | < 0,001 |

Suite à la page suivante

TABLEAU 2 (suite)
Associations de régression logistique multinomiale non ajustées entre les facteurs sociodémographiques, socioéconomiques, liés à la santé et psychosociaux et les résultats en matière de santé mentale^{a,b} chez les Canadiens, ESCC, 2019-2020

| Variables | Troubles de l'humeur ^a | | | Troubles d'anxiété ^b | | | Troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété ^{a,b} | | |
|--|-----------------------------------|-----------------|----------|---------------------------------|----------------|----------|---|-----------------|----------|
| | RRR | IC à 95 % | Valeur p | RRR | IC à 95 % | Valeur p | RRR | IC à 95 % | Valeur p |
| Douleur (catégorie de référence : pas de douleur ou de malaise habituels) | | | | | | | | | |
| Douleur ou malaise habituels | 2,999 | 2,698 à 3,333 | < 0,001 | 1,919 | 1,722 à 2,138 | < 0,001 | 3,290 | 2,954 à 3,665 | < 0,001 |
| Nombre de maladies physiques chroniques diagnostiquées ^c (catégorie de référence : 0) | | | | | | | | | |
| 1 | 1,727 | 1,506 à 1,980 | < 0,001 | 1,179 | 1,035 à 1,343 | 0,014 | 1,599 | 1,399 à 1,828 | < 0,001 |
| 2 | 2,075 | 1,790 à 2,406 | < 0,001 | 1,121 | 0,968 à 1,298 | 0,128 | 1,630 | 1,391 à 1,911 | < 0,001 |
| ≥ 3 | 2,817 | 2,429 à 3,265 | < 0,001 | 1,376 | 1,173 à 1,615 | < 0,001 | 1,850 | 1,571 à 2,177 | < 0,001 |
| Besoins non satisfaits en matière de soins de santé (catégorie de référence : non) | | | | | | | | | |
| Oui | 2,481 | 2,005 à 3,071 | < 0,001 | 1,862 | 1,528 à 2,269 | < 0,001 | 5,013 | 4,174 à 6,021 | < 0,001 |
| Facteurs psychosociaux | | | | | | | | | |
| Sentiment d'appartenance à la communauté (catégorie de référence : très fort) | | | | | | | | | |
| Plus ou moins fort | 1,314 | 1,120 à 1,542 | 0,001 | 1,097 | 0,942 à 1,277 | 0,233 | 1,742 | 1,451 à 2,092 | < 0,001 |
| Plus ou moins faible | 2,075 | 1,745 à 2,468 | < 0,001 | 1,305 | 1,101 à 1,547 | 0,002 | 3,205 | 2,651 à 3,875 | < 0,001 |
| Très faible | 2,971 | 2,403 à 3,672 | < 0,001 | 1,941 | 1,549 à 2,432 | < 0,001 | 7,664 | 6,211 à 9,457 | < 0,001 |
| Satisfaction à l'égard de la vie (catégorie de référence : très satisfait) | | | | | | | | | |
| Satisfait | 2,772 | 2,379 à 3,230 | < 0,001 | 1,824 | 1,618 à 2,057 | < 0,001 | 4,282 | 3,545 à 5,174 | < 0,001 |
| Ni satisfait ni insatisfait | 6,959 | 5,623 à 8,612 | < 0,001 | 3,387 | 2,639 à 4,347 | < 0,001 | 17,530 | 13,942 à 22,041 | < 0,001 |
| Insatisfait | 16,190 | 12,567 à 20,858 | < 0,001 | 4,411 | 3,286 à 5,920 | < 0,001 | 43,438 | 33,636 à 56,095 | < 0,001 |
| Très insatisfait | 11,449 | 7,304 à 17,947 | < 0,001 | 3,250 | 2,035 à 5,190 | < 0,001 | 43,785 | 29,385 à 65,240 | < 0,001 |
| Stress de vie perçu (catégorie de référence : pas du tout stressante) | | | | | | | | | |
| Vie pas très stressante | 1,456 | 1,156 à 1,833 | 0,001 | 2,069 | 1,673 à 2,559 | < 0,001 | 1,632 | 1,140 à 2,338 | 0,007 |
| Vie un peu stressante | 2,603 | 2,105 à 3,220 | < 0,001 | 3,381 | 2,783 à 4,107 | < 0,001 | 4,611 | 3,380 à 6,290 | < 0,001 |
| Vie assez stressante | 4,578 | 3,682 à 5,692 | < 0,001 | 5,922 | 4,823 à 7,273 | < 0,001 | 12,011 | 8,753 à 16,481 | < 0,001 |
| Vie extrêmement stressante | 8,799 | 6,534 à 11,848 | < 0,001 | 8,477 | 6,383 à 11,257 | < 0,001 | 30,773 | 21,651 à 43,737 | < 0,001 |

Abbreviations : CAD, dollars canadiens; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance; RRR, rapport de risque relatif.

^a Les troubles de l'humeur comprend la dépression, le trouble bipolaire, la manie ou la dysthymie.

^b Les troubles d'anxiété comprennent les phobies, les troubles obsessionnels compulsifs et les troubles paniques.

^c Les répondants ont été catégorisés comme immigrants s'ils ont déclaré être résidents permanents (« immigrants reçus » dans l'ESCC de 2020) ou résidents non permanents.

^d Les répondants ont été catégorisés comme personnes appartenant à un groupe racisé (« minorité visible » dans le fichier à grande diffusion de l'ESCC) s'ils se sont identifiés comme Sud-Asiatique, Chinois, Noir, Philippin, Arabe, Latino-Américain, Asiatique du Sud-Est, Asiatique occidentale, Coréen, Japonais ou d'une autre catégorie.

^e Les répondants ont été catégorisés comme célibataires s'ils ont déclaré être divorcés, séparés, veufs ou jamais mariés.

^f En raison de la faible quantité de réponses, les données du Yukon, des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut ont été combinées.

^g Selon les indicateurs relatifs aux maladies diagnostiquées suivantes : asthme, arthrite, hypertension artérielle, diabète, maladies respiratoires chroniques, troubles musculo-squelettiques ou maladies cardio-vasculaires.

d'un revenu moyen étaient mitigés et souvent non significatifs pour les personnes diagnostiquées comme souffrant de troubles d'anxiété seuls.

Une santé perçue comme mauvaise a montré un fort gradient, plus important pour les troubles comorbides (RRRa de 2,681 [IC à 95 % : 1,944 à 3,696] pour une santé perçue comme très bonne à 14,688 [9,908 à 21,775] pour une santé perçue comme mauvaise). Le fait de ressentir une douleur ou un malaise habituels a été associé à un risque plus élevé de troubles

de l'humeur (1,392; 1,219 à 1,590), de troubles d'anxiété (1,382; 1,204 à 1,586) et de troubles comorbides (1,364; 1,168 à 1,592). Le risque augmentait avec le nombre de maladies chroniques coexistantes. En effet, la présence de trois maladies ou plus a été associée à des risques plus élevés pour les troubles de l'humeur (1,542; 1,227 à 1,939), les troubles d'anxiété (1,643; 1,310 à 2,062) et les troubles comorbides (1,937; 1,425 à 2,633). Le fait d'avoir des besoins non satisfaits en matière de soins de santé a été associé aux troubles comorbides (2,296; 1,710 à 3,083) et aux troubles

d'anxiété seuls (1,264; 1,001 à 1,595), mais pas aux troubles de l'humeur seuls.

Les facteurs psychosociaux ont été fortement associés aux résultats. Les répondants qui ont déclaré un très faible sentiment d'appartenance à la communauté avaient des risques plus élevés de troubles de l'humeur seuls (RRRa = 1,313; IC à 95 % : 1,024 à 1,683) et de troubles comorbides (2,221; 1,703 à 2,895) que ceux qui ont déclaré un très fort sentiment d'appartenance à la communauté. La satisfaction à l'égard de la vie a été fortement associée

TABEAU 3
Associations ajustées par régression logistique multinomiale^a entre les facteurs sociodémographiques, socioéconomiques, liés à la santé et psychosociaux et les résultats en matière de santé mentale^{b,c} chez les Canadiens, ESCC, 2019-2020

| Variables | Troubles de l'humeur ^b | | | Troubles d'anxiété ^c | | | Troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété ^{b,c} | | |
|--|-----------------------------------|---------------|----------|---------------------------------|---------------|----------|---|----------------|----------|
| | RRRa | IC à 95 % | Valeur p | RRRa | IC à 95 % | Valeur p | RRRa | IC à 95 % | Valeur p |
| Facteurs sociodémographiques | | | | | | | | | |
| Sexe (catégorie de référence : masculin) | | | | | | | | | |
| Féminin | 1,688 | 1,487 à 1,916 | < 0,001 | 1,956 | 1,712 à 2,234 | < 0,001 | 2,284 | 1,951 à 2,673 | < 0,001 |
| Âge, années (catégorie de référence : ≥ 65 ans) | | | | | | | | | |
| 12 à 17 ^d | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| 18 à 34 | 1,586 | 1,269 à 1,982 | < 0,001 | 3,036 | 2,441 à 3,776 | < 0,001 | 9,311 | 7,134 à 12,153 | < 0,001 |
| 35 à 49 | 1,653 | 1,349 à 2,027 | < 0,001 | 2,350 | 1,923 à 2,872 | < 0,001 | 5,319 | 4,157 à 6,804 | < 0,001 |
| 50 à 64 | 1,612 | 1,371 à 1,895 | < 0,001 | 1,457 | 1,228 à 1,730 | < 0,001 | 3,013 | 2,454 à 3,700 | < 0,001 |
| Identité autochtone (catégorie de référence : non) | | | | | | | | | |
| Oui | 1,154 | 0,856 à 1,538 | 0,331 | 1,181 | 0,880 à 1,585 | 0,267 | 1,410 | 1,048 à 1,896 | 0,023 |
| Statut vis-à-vis de l'immigration (catégorie de référence : immigrant ^e) | | | | | | | | | |
| Né au Canada | 1,723 | 1,414 à 2,099 | < 0,001 | 1,701 | 1,355 à 2,136 | < 0,001 | 1,984 | 1,544 à 2,551 | < 0,001 |
| Appartenance à un groupe racisé ^f (catégorie de référence : non) | | | | | | | | | |
| Oui | 0,525 | 0,410 à 0,671 | < 0,001 | 0,478 | 0,354 à 0,645 | < 0,001 | 0,423 | 0,308 à 0,581 | < 0,001 |
| État matrimonial (catégorie de référence : marié/vivant en union libre) | | | | | | | | | |
| Célibataire ^g | 1,313 | 1,139 à 1,513 | < 0,001 | 1,156 | 1,004 à 1,331 | 0,044 | 1,415 | 1,230 à 1,628 | < 0,001 |
| Niveau de scolarité (catégorie de référence : inférieur à l'enseignement secondaire) | | | | | | | | | |
| Diplôme d'études secondaires | 1,207 | 0,944 à 1,542 | 0,133 | 0,874 | 0,681 à 1,121 | 0,288 | 1,394 | 1,049 à 1,853 | 0,022 |
| Diplôme de niveau postsecondaire | 1,473 | 1,179 à 1,841 | 0,001 | 1,062 | 0,858 à 1,315 | 0,581 | 1,456 | 1,108 à 1,913 | 0,007 |
| Région de résidence (catégorie de référence : Ontario) | | | | | | | | | |
| Terre-Neuve-et-Labrador | 1,039 | 0,737 à 1,463 | 0,829 | 1,325 | 0,913 à 1,923 | 0,139 | 1,040 | 0,673 à 1,608 | 0,859 |
| Île-du-Prince-Édouard | 1,140 | 0,778 à 1,672 | 0,502 | 1,019 | 0,638 à 1,626 | 0,938 | 1,225 | 0,818 à 1,834 | 0,325 |
| Nouvelle-Écosse | 1,451 | 1,102 à 1,909 | 0,008 | 1,305 | 1,001 à 1,700 | 0,049 | 1,547 | 1,139 à 2,102 | 0,005 |
| Nouveau-Brunswick | 0,998 | 0,712 à 1,399 | 0,989 | 1,263 | 0,947 à 1,686 | 0,112 | 1,015 | 0,654 à 1,575 | 0,948 |
| Québec | 0,799 | 0,660 à 0,968 | 0,022 | 1,133 | 0,957 à 1,340 | 0,146 | 0,462 | 0,368 à 0,581 | < 0,001 |
| Manitoba | 1,130 | 0,864 à 1,476 | 0,372 | 0,914 | 0,681 à 1,227 | 0,551 | 0,736 | 0,554 à 0,978 | 0,034 |
| Saskatchewan | 1,591 | 1,228 à 2,062 | < 0,001 | 1,064 | 0,751 à 1,508 | 0,727 | 1,016 | 0,716 à 1,443 | 0,928 |
| Alberta | 1,241 | 1,036 à 1,486 | 0,019 | 0,875 | 0,707 à 1,082 | 0,217 | 1,016 | 0,815 à 1,267 | 0,885 |
| Colombie-Britannique | 1,046 | 0,863 à 1,269 | 0,646 | 0,993 | 0,799 à 1,234 | 0,950 | 0,912 | 0,734 à 1,133 | 0,404 |
| Territoires ^h | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| Facteurs socioéconomiques | | | | | | | | | |
| Revenu du ménage, CAD (catégorie de référence : ≥ 80 000) | | | | | | | | | |
| < 20 000 | 1,659 | 1,306 à 2,106 | < 0,001 | 1,571 | 1,176 à 2,098 | 0,002 | 1,872 | 1,479 à 2,369 | < 0,001 |
| 20 000 à 39 999 | 1,197 | 0,974 à 1,471 | 0,087 | 1,176 | 0,953 à 1,452 | 0,131 | 1,262 | 1,005 à 1,583 | 0,045 |
| 40 000 à 59 999 | 1,250 | 1,036 à 1,509 | 0,020 | 1,114 | 0,917 à 1,352 | 0,276 | 1,359 | 1,086 à 1,700 | 0,007 |
| 60 000 à 79 999 | 1,283 | 1,062 à 1,550 | 0,010 | 1,245 | 1,022 à 1,517 | 0,029 | 1,173 | 0,943 à 1,459 | 0,152 |
| Facteurs liés à la santé | | | | | | | | | |
| Santé perçue (catégorie de référence : excellente) | | | | | | | | | |
| Très bonne | 1,783 | 1,398 à 2,274 | < 0,001 | 1,550 | 1,270 à 1,892 | < 0,001 | 2,681 | 1,944 à 3,696 | < 0,001 |
| Bonne | 3,177 | 2,481 à 4,069 | < 0,001 | 2,358 | 1,912 à 2,910 | < 0,001 | 7,038 | 5,142 à 9,632 | < 0,001 |
| Passable | 4,832 | 3,605 à 6,477 | < 0,001 | 3,182 | 2,410 à 4,203 | < 0,001 | 12,874 | 9,058 à 18,297 | < 0,001 |
| Mauvaise | 4,422 | 3,082 à 6,345 | < 0,001 | 2,632 | 1,883 à 3,679 | < 0,001 | 14,688 | 9,908 à 21,775 | < 0,001 |

Suite à la page suivante

TABEAU 3 (suite)
Associations ajustées par régression logistique multinomiale^a entre les facteurs sociodémographiques, socioéconomiques, liés à la santé et psychosociaux et les résultats en matière de santé mentale^{b,c} chez les Canadiens, ESCC, 2019-2020

| Variables | Troubles de l'humeur ^b | | | Troubles d'anxiété ^c | | | Troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété ^{b,c} | | |
|--|-----------------------------------|---------------|----------|---------------------------------|---------------|----------|---|---------------|----------|
| | RRRa | IC à 95 % | Valeur p | RRRa | IC à 95 % | Valeur p | RRRa | IC à 95 % | Valeur p |
| Douleur (catégorie de référence : pas de douleur ou de malaise habituels) | | | | | | | | | |
| Douleur ou malaise habituels | 1,392 | 1,219 à 1,590 | < 0,001 | 1,382 | 1,204 à 1,586 | < 0,001 | 1,364 | 1,168 à 1,592 | < 0,001 |
| Nombre de maladies physiques chroniques diagnostiquées ^d (catégorie de référence : 0) | | | | | | | | | |
| 1 | 1,290 | 1,086 à 1,532 | 0,004 | 1,320 | 1,117 à 1,560 | 0,001 | 1,417 | 1,159 à 1,731 | 0,001 |
| 2 | 1,336 | 1,094 à 1,632 | 0,005 | 1,412 | 1,143 à 1,745 | 0,001 | 1,707 | 1,295 à 2,251 | < 0,001 |
| ≥ 3 | 1,542 | 1,227 à 1,939 | < 0,001 | 1,643 | 1,310 à 2,062 | < 0,001 | 1,937 | 1,425 à 2,633 | < 0,001 |
| Besoin non satisfait en matière de soins de santé (catégorie de référence : non) | | | | | | | | | |
| Oui | 1,268 | 0,991 à 1,622 | 0,059 | 1,264 | 1,001 à 1,595 | 0,049 | 2,296 | 1,710 à 3,083 | < 0,001 |
| Facteurs psychosociaux | | | | | | | | | |
| Sentiment d'appartenance à la communauté (catégorie de référence : très fort) | | | | | | | | | |
| Plus ou moins fort | 0,984 | 0,823 à 1,178 | 0,861 | 0,852 | 0,714 à 1,017 | 0,076 | 1,182 | 0,940 à 1,487 | 0,153 |
| Plus ou moins faible | 1,241 | 1,013 à 1,520 | 0,037 | 0,877 | 0,715 à 1,075 | 0,206 | 1,563 | 1,229 à 1,988 | < 0,001 |
| Très faible | 1,313 | 1,024 à 1,683 | 0,032 | 1,178 | 0,902 à 1,539 | 0,229 | 2,221 | 1,703 à 2,895 | < 0,001 |
| Satisfaction à l'égard de la vie (catégorie de référence : très satisfait) | | | | | | | | | |
| Satisfait | 1,655 | 1,386 à 1,977 | < 0,001 | 1,248 | 1,074 à 1,450 | 0,004 | 1,879 | 1,502 à 2,350 | < 0,001 |
| Ni satisfait ni insatisfait | 2,280 | 1,752 à 2,968 | < 0,001 | 1,658 | 1,207 à 2,279 | 0,002 | 3,874 | 2,844 à 5,275 | < 0,001 |
| Insatisfait | 3,926 | 2,889 à 5,337 | < 0,001 | 1,644 | 1,112 à 2,430 | 0,013 | 5,157 | 3,648 à 7,289 | < 0,001 |
| Très insatisfait | 2,906 | 1,638 à 5,156 | < 0,001 | 0,797 | 0,452 à 1,404 | 0,432 | 4,819 | 2,821 à 8,232 | < 0,001 |
| Stress de vie perçu (catégorie de référence : pas du tout stressante) | | | | | | | | | |
| Vie pas très stressante | 1,184 | 0,904 à 1,551 | 0,221 | 1,803 | 1,385 à 2,348 | < 0,001 | 1,144 | 0,724 à 1,807 | 0,564 |
| Vie un peu stressante | 1,770 | 1,376 à 2,276 | < 0,001 | 2,446 | 1,902 à 3,145 | < 0,001 | 2,205 | 1,467 à 3,313 | < 0,001 |
| Vie assez stressante | 2,340 | 1,789 à 3,061 | < 0,001 | 3,620 | 2,769 à 4,733 | < 0,001 | 3,447 | 2,272 à 5,229 | < 0,001 |
| Vie extrêmement stressante | 2,856 | 1,981 à 4,116 | < 0,001 | 4,228 | 2,896 à 6,172 | < 0,001 | 3,927 | 2,390 à 6,453 | < 0,001 |

Abbreviations : CAD, dollars canadiens; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance; RRRa, rapport de risque relatif ajusté.

^a RRRa et IC à 95 % issus d'analyses de régression logistique multinomiale avec poids d'enquête et *bootstrap*.

^b Les troubles de l'humeur comprennent la dépression, le trouble bipolaire, la manie ou la dysthymie.

^c Les troubles d'anxiété comprennent les phobies, les troubles obsessionnels compulsifs et les troubles paniques.

^d Les RRRa pour le groupe d'âge de 12 à 17 ans ne sont pas indiqués, car la colinéarité avec l'état matrimonial était parfaite. En effet, tous les répondants étaient célibataires, ce qui a empêché l'estimation de paramètres spécifiques.

^e Répondants qui ont déclaré être résidents permanents (appelés « immigrants reçus » dans l'ESCC de 2020) ou résidents non permanents.

^f Les répondants ont été catégorisés comme personnes appartenant à un groupe racisé (« minorité visible ») dans le fichier à grande diffusion de l'ESCC s'ils se sont identifiés comme Sud-Asiatique, Chinois, Noir, Philippin, Arabe, Latino-Américain, Asiatique du Sud-Est, Asiatique occidental, Coréen, Japonais ou d'une autre catégorie.

^g Les répondants ont été catégorisés comme célibataires s'ils ont déclaré être divorcés, séparés, veufs ou jamais mariés.

^h Les RRRa pour le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut combinés ont été supprimés en raison du très petit nombre de cellules (troubles de l'humeur, n = 11; troubles d'anxiété, n = 10; troubles comorbides, n = 10) et de l'instabilité probable; les estimations descriptives sont présentées dans le tableau 1.

ⁱ Selon les indicateurs relatifs aux maladies chroniques diagnostiquées suivantes : asthme, arthrite, hypertension artérielle, diabète, maladies respiratoires chroniques, troubles musculo-squelettiques ou maladies cardio-vasculaires.

aux résultats en matière de santé mentale. Par rapport aux répondants très satisfaits de leur vie, des niveaux de satisfaction de plus en plus faibles ont été associés à des risques plus élevés de troubles de l'humeur et de troubles comorbides avec une relation dose-réponse claire. Nous avons relevé des associations avec les troubles d'anxiété, mais elles étaient généralement plus faibles et moins cohérentes.

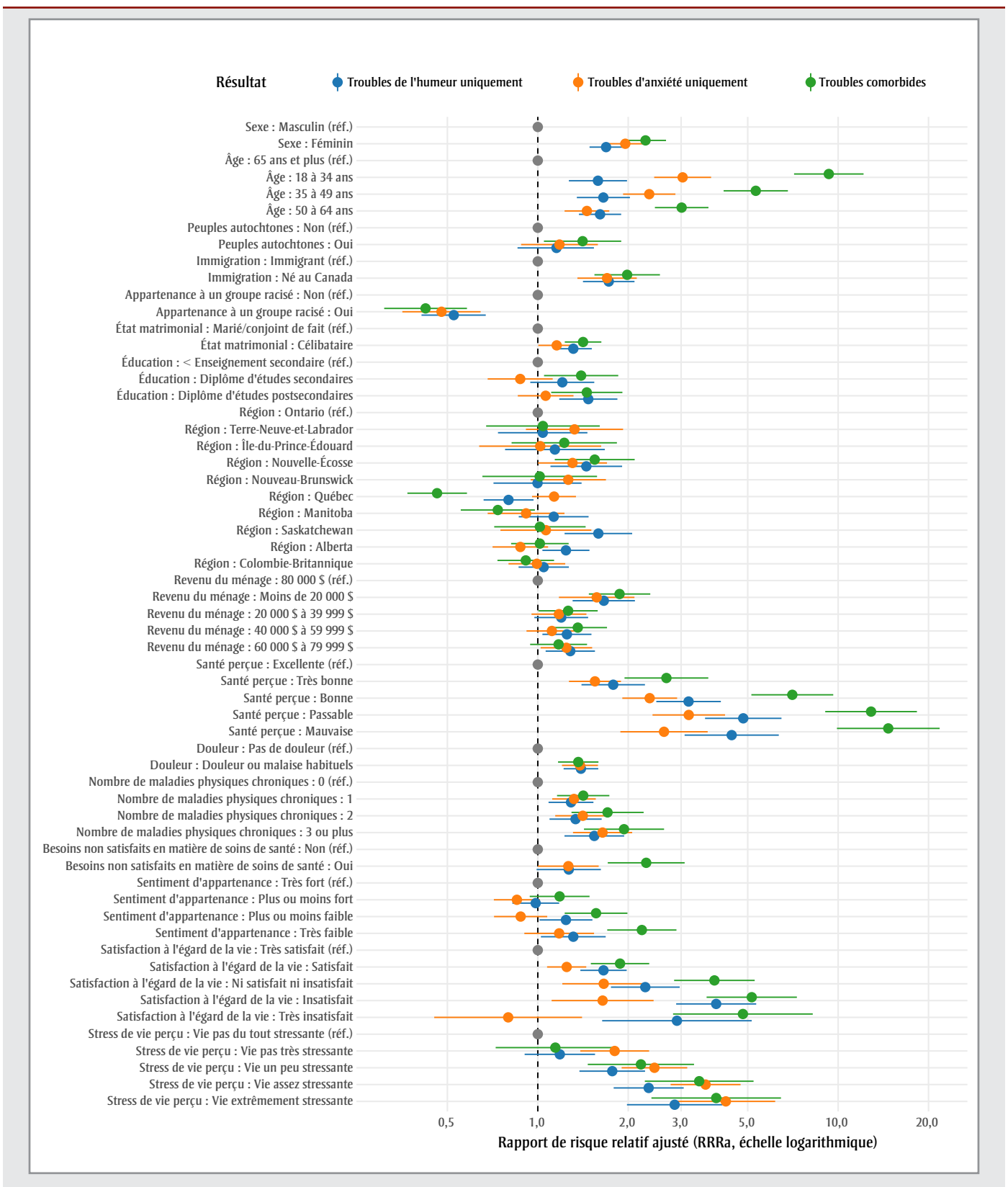
Le stress de vie perçu a offert une relation dose-effet claire avec les résultats en matière de santé mentale. Des niveaux de stress croissants ont été associés à des risques progressivement plus élevés de troubles d'anxiété et de troubles comorbides, pour lesquels nous avons observé les associations les plus fortes chez les répondants ayant déclaré un stress extrême. Les associations avec les troubles de

l'humeur étaient plus faibles lorsque le niveau de stress était faible, mais elles devenaient plus prononcées lorsque le niveau de stress perçu était moyen ou élevé.

Analyse

Cette étude dresse un profil prépondérant des facteurs associés aux troubles

FIGURE 1
Rapports de risque relatif ajustés pour les troubles de l'humeur, les troubles d'anxiété et les troubles comorbides chez les Canadiens, ESCC, 2019-2020



Abréviations : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; réf., référence.

Remarque : Les points indiquent la valeur sur l'axe du rapport de risque relatif ajusté. Les barres situées de part et d'autre de chaque point représentent l'intervalle de confiance à 95 % associé.

de l'humeur, aux troubles d'anxiété et aux troubles comorbides de l'humeur et d'anxiété chez les adolescents (12 ans et plus) et les adultes au Canada, à l'aide de données représentatives au niveau national de l'ESCC de 2019 et de 2020. Nous avons constaté que 4,17 % des répondants ont déclaré avoir reçu un diagnostic clinique de trouble de l'humeur, 4,99 % un diagnostic de trouble d'anxiété et 4,85 % un diagnostic de troubles comorbides. Si la prévalence des troubles de l'humeur et d'anxiété est globalement cohérente avec les recherches antérieures¹⁶, une prévalence de troubles comorbides de même importance souligne l'importance clinique et de santé publique des problèmes mentaux concomitants.

Nos résultats corroborent des modèles sociodémographiques bien établis. Les femmes ont présenté des risques relatifs significativement plus élevés que les hommes pour tous les résultats en matière de santé mentale, l'association la plus forte correspondant aux troubles comorbides (RRRa de 2,28 contre 1,69 pour les troubles de l'humeur seuls et 1,96 pour les troubles d'anxiété seuls). Ces résultats sont cohérents avec les données canadiennes et mondiales montrant une plus grande prévalence des troubles de l'humeur et d'anxiété chez les femmes^{3,21}. Parmi les causes probables, on peut citer les différences biologiques dans la régulation du stress, une plus grande exposition aux facteurs de stress interpersonnels et des normes genrées en matière d'expression émotionnelle et de recherche d'aide. Les responsabilités disproportionnées en matière de soins et les désavantages socioéconomiques liés au genre peuvent encore accroître le stress chronique et le risque de comorbidité²². En revanche, la prévalence plus faible signalée chez les hommes peut en partie refléter un sous-diagnostic et une réticence à divulguer la détresse en raison des normes relatives au stoïcisme et à l'autosuffisance¹⁶. Considérés dans leur ensemble, ces modèles suggèrent que les déterminants sociaux et structurels liés au genre s'entrecroisent avec la biologie pour façonner les disparités en matière de santé mentale.

Les adultes, en particulier ceux de 18 à 34 ans, ont présenté des risques nettement plus élevés que ceux des aînés (≥ 65 ans) pour les troubles d'anxiété seuls et de troubles comorbides, avec un risque de comorbidité saisissant, de près de neuf fois plus élevé. Ces résultats concordent

avec ceux d'études canadiennes et internationales antérieures et reflètent probablement les différences liées à l'âge dans l'exposition au stress, les pressions socioéconomiques, les ressources d'adaptation et la recherche d'aide^{18,19}. Les résultats soulignent également la nécessité d'offrir aux jeunes et aux jeunes adultes un soutien en matière de santé mentale qui soit adapté à leur âge et qui comporte peu d'obstacles (p. ex. des services sur les campus, des soins virtuels adaptés aux jeunes, des conseils brefs).

Les personnes s'étant identifiées comme autochtones ont présenté un risque plus élevé de troubles mentaux comorbides (RRRa = 1,41), ce qui est cohérent avec les résultats de recherches antérieures³⁴ et reflète probablement les effets durables du colonialisme, des traumatismes intergénérationnels, des inégalités systémiques et des déterminants sociaux de la santé sous-jacents comme la pauvreté, l'insécurité en matière de logement et l'accès limité à des soins culturellement sûrs³⁵. Cependant, l'ESCC exclut les personnes vivant dans les réserves, dans les établissements autochtones et dans de nombreuses collectivités éloignées, ainsi que dans les institutions³¹, ce qui signifie probablement que nos résultats sous-estiment le véritable fardeau des troubles mentaux au sein des populations autochtones. Puisque les enquêtes sociodémographiques ne peuvent pas saisir pleinement les déterminants à long terme et structurels de la santé mentale des personnes autochtones, nous devons mener la surveillance nationale et la planification des services en partenariat avec les organisations autochtones de manière à respecter la souveraineté des données autochtones et à soutenir la prestation de soins adaptés à la culture par chaque communauté.

Les répondants nés au Canada ont présenté des risques plus élevés que les immigrants dans toutes les dimensions de la santé mentale. Bien que cette tendance soit souvent décrite comme cohérente avec l'« effet de la bonne santé des immigrants »³⁶⁻³⁸, nous devons interpréter son applicabilité aux résultats en matière de santé mentale avec prudence. La prévalence plus faible observée chez les immigrants peut être le reflet d'une sous-utilisation des services de santé mentale, de stigmatisation liée à la recherche d'aide et d'obstacles à l'accès aux soins plutôt que de véritables différences dans le fardeau sous-jacent de la santé mentale³⁹⁻⁴¹. En outre,

les risques pour la santé mentale varient considérablement d'un groupe d'immigrants à l'autre, les réfugiés et les personnes ayant vécu une migration forcée étant potentiellement plus exposés que ne le suggèrent les catégories regroupées d'immigrants^{42,43}.

Les répondants appartenant à un groupe racisé ont présenté des risques relatifs plus faibles pour les troubles de l'humeur, les troubles d'anxiété et les maladies comorbides (RRRa = 0,423 à 0,525). Bien que cela puisse être le reflet de réseaux de soutien culturels ou familiaux protecteurs qui atténuent la détresse psychologique, il convient également de l'interpréter avec prudence. Une prévalence plus faible parmi les populations racisées peut également résulter d'un sous-diagnostic et d'une sous-déclaration liés à la stigmatisation, à un accès limité à des services culturellement sûrs et à des obstacles à l'évaluation de la santé mentale^{44,45}. Le fichier à grande diffusion de l'ESCC regroupe les différentes identités raciales en un indicateur binaire de « minorité visible », ce qui masque l'hétérogénéité et vraisemblablement les disparités entre groupes racisés spécifiques⁴⁶. Ces résultats renforcent le besoin d'analyses désagrégées par race, ethnicité et statut vis-à-vis de l'immigration et de mesures adaptées à la culture.

La relation à la scolarité est plus complexe. Le fait d'avoir terminé des études postsecondaires a été associé à un risque accru de troubles de l'humeur et de maladies comorbides, mais pas de troubles d'anxiété. Cela n'est pas tout à fait cohérent avec les travaux antérieurs qui suggéraient un effet protecteur direct de la scolarité sur la santé mentale¹¹, mais ces résultats s'alignent sur les études finlandaises et canadiennes qui n'ont pas relevé d'effet protecteur systématique de l'enseignement supérieur contre les troubles d'anxiété^{19,47}. Une explication plausible est que les personnes ayant un niveau de scolarité plus élevé peuvent avoir une meilleure connaissance de la santé mentale, un meilleur accès aux soins primaires et plus d'occasions de recevoir et de déclarer un diagnostic formel de dépression ou de trouble de l'humeur. À l'inverse, les tensions entre le travail et la famille, l'insécurité d'emploi sur les marchés du travail intellectuel et le stress professionnel chronique peuvent contribuer à des symptômes de l'humeur en dépit d'un niveau de scolarité plus élevé.

Nous avons observé des différences entre les provinces : par rapport à l'Ontario, la Saskatchewan a présenté le risque ajusté le plus élevé pour les troubles de l'humeur et la Nouvelle-Écosse pour les maladies comorbides, tandis que le Québec a présenté des risques plus faibles pour la plupart des résultats, ce qui correspond aux résultats de recherches antérieures^{3,17}. Ces tendances reflètent probablement des facteurs contextuels non mesurés, notamment l'attachement aux soins primaires et l'organisation des services (p. ex. la disponibilité des soins par palier, le temps d'attente, l'accès en milieu rural), les contextes politiques et sociaux (revenu, logement, soutien à l'emploi) et les pratiques de recherche d'aide ou de diagnostic (littératie, stigmatisation, dépistage, facturation/codage). Ces facteurs peuvent être particulièrement importants pour la comorbidité, qui requiert souvent un cheminement clinique plus coordonné.

Un revenu familial plus faible a été positivement associé à tous les résultats en matière de santé mentale, même après ajustement, ce qui est cohérent avec les données probantes associant les désavantages socioéconomiques à la dépression et à l'anxiété⁴⁸⁻⁵¹. Nos résultats soulignent la persistance de l'importance des facteurs socioéconomiques dans les disparités en matière de santé mentale et suggèrent que le revenu reste un élément pertinent pour l'élaboration de stratégies de prévention et d'intervention ciblées.

Enfin, plusieurs facteurs liés à la santé et psychosociaux, soit une santé perçue comme mauvaise et la douleur chronique, la multimorbidité, des besoins non satisfaits en matière de soins de santé, une insatisfaction à l'égard de la vie et un stress plus élevé, ont été fortement associés à tous les résultats. Une santé perçue comme mauvaise a été le facteur le plus fortement associé aux troubles comorbides, ce qui suggère une charge symptomatique globale plus lourde et une capacité perçue d'autogestion plus faible. Les besoins non satisfaits en matière de soins de santé peuvent être le reflet d'obstacles structurels et liés à la stigmatisation qui empêchent d'obtenir rapidement des soins de santé mentale^{24,52,53}.

Un faible sentiment d'appartenance à la communauté a été associé à des risques plus élevés de troubles de l'humeur et de troubles comorbides, ce qui concorde avec

des travaux antérieurs établissant un lien entre un faible sentiment d'appartenance à la communauté et une moins bonne santé mentale ainsi qu'un risque plus élevé de dépression^{54,55}. Plutôt qu'un trait individuel, un faible sentiment d'appartenance à la communauté peut être le signe d'une déconnexion structurelle causée par la pauvreté, l'exclusion et la discrimination, qui mine la cohésion sociale et la résilience. Des analyses à grande échelle de l'ESCC ont également montré une relation inverse entre la satisfaction à l'égard de la vie et la maladie mentale, indépendamment du revenu, de la santé ou du sexe^{28,29}.

Dans l'ensemble, ces modèles sont cohérents avec les déterminants sociaux de la santé et les cadres socioécologiques^{56,57} pour lesquels l'appartenance à une communauté, le stress et la satisfaction à l'égard de la vie reflètent les contextes sociaux et environnementaux en amont qui façonnent l'exposition et l'adaptation à la détresse psychologique. Nous interprétons donc ces mesures psychosociales comme des marqueurs et des médiateurs potentiels du désavantage accumulé, et non comme de simples attributs individuels. Bien que la conception transversale ne permette pas d'affirmations causales, ce cadre aide à expliquer pourquoi les associations sont les plus fortes pour la comorbidité et suggère que l'établissement de liens entre les soutiens sociaux (comme l'aide au revenu, le logement et les programmes de connexion communautaire tels que les initiatives de prescription de soutien social) et les soins cliniques peut s'avérer particulièrement pertinent pour les personnes ayant des besoins multiples et concomitants.

Points forts et limites

Cette étude a utilisé l'ESCC, une vaste enquête représentative à l'échelle nationale, pour mesurer les associations au niveau de la population entre les facteurs socio-démographiques, socioéconomiques, psychosociaux et liés à la santé et les troubles de l'humeur et de l'anxiété chez les personnes vivant au Canada. Bien que les données aient été recueillies avant la pandémie de COVID-19 et qu'elles ne reflètent peut-être pas les tendances actuelles en matière de santé mentale, elles donnent un aperçu utile de la santé mentale avant la pandémie et peuvent servir de point de comparaison pour de futures études. Cette analyse offre une compréhension

nuancée des corrélats partagés et spécifiques en distinguant les troubles de l'humeur, les troubles d'anxiété et les résultats comorbides et en appliquant des poids d'enquête et des poids *bootstrap*.

Plusieurs limites sont à noter. L'ESCC sous-estime probablement le fardeau réel des troubles de l'humeur et d'anxiété parce qu'elle s'appuie sur l'autodéclaration de maladies diagnostiquées par des professionnels et exclut les cas non diagnostiqués ou non divulgués. Sa conception transversale exclut toute inférence causale. L'enquête exclut également les personnes vivant dans des réserves, dans des régions éloignées et en institution, ce qui peut entraîner une sous-représentation de groupes de population confrontés à des inégalités structurelles. En outre, le fichier à grande diffusion regroupe les diverses identités racisées en une variable binaire « minorité visible », ce qui masque l'hétérogénéité entre ces groupes. Des facteurs importants tels que les antécédents familiaux n'étaient pas disponibles.

Enfin, plusieurs covariables (en particulier santé perçue, multimorbidité, stress, satisfaction à l'égard de la vie) peuvent agir comme médiateurs plutôt que comme prédicteurs indépendants : on doit donc interpréter les estimations ajustées comme des associations conditionnelles. De futures études longitudinales et de jumelage pourraient valider les auto-évaluations, évaluer la temporalité et mieux cerner les besoins en matière de santé mentale des populations exclues et marginalisées.

Conclusion

Cette étude révèle les associations communes et spécifiques des troubles de l'humeur, des troubles d'anxiété et de leur comorbidité au Canada. Nous avons observé un risque relatif plus élevé chez les jeunes adultes, les femmes et les personnes à faible revenu, une santé perçue moins bonne, une multimorbidité, des besoins non satisfaits en matière de soins de santé et des profils psychosociaux défavorables (insatisfaction à l'égard de la vie, faible sentiment d'appartenance à la communauté, stress plus élevé). Les personnes souffrant de troubles de l'humeur et d'anxiété comorbides ont présenté le fardeau global le plus lourd en matière d'indicateurs cliniques et sociaux. Bien que ces tendances ne soient pas causales, elles peuvent éclairer la planification des services : des aides adaptées à l'âge et faciles

d'accès pour les jeunes et les jeunes adultes, des approches adaptées à la culture et dirigées par la collectivité pour les populations autochtones ainsi que des modèles de soins qui associent les soutiens sociaux (soutien du revenu, soutien au logement, programmes de connexion communautaire, etc.) aux services cliniques pour les personnes qui signalent des besoins non satisfaits ou un isolement social. Des soins coordonnés, en équipe et culturellement sûrs (comme des soins collaboratifs ou par palier) dans les environnements primaires et communautaires peuvent être particulièrement pertinents pour les personnes souffrant de maladies concomitantes. Garantir un accès aux soins qui soit rapide, équitable et adapté à la culture reste une priorité essentielle.

Remerciements

Nous remercions du fond du cœur le rédacteur en chef, le rédacteur en chef adjoint et les deux évaluateurs anonymes pour leurs commentaires constructifs et perspicaces, qui ont permis d'améliorer considérablement la clarté et la rigueur de ce manuscrit. Nous sommes également reconnaissantes à l'égard de Joanna Odrowaz, réviseuse du manuscrit en anglais, et d'Anna Olivier, réviseuse du manuscrit en français, pour leur révision approfondie, réfléchie et extrêmement précieuse.

Financement

Ce travail a été soutenu par Research Nova Scotia dans le cadre du New Health Investigator Grant.

Conflits d'intérêts

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

Contributions des auteurs et avis

FH : conception, méthodologie, préparation des données, analyse formelle, rédaction – première version du manuscrit, rédaction – relectures et corrections.

CF : conception, méthodologie, préparation des données, analyse formelle, présentation visuelle, acquisition de financements, administration du projet, supervision, validation, rédaction – relectures et corrections.

Les auteures ont lu et approuvé le manuscrit définitif et acceptent d'être responsables de tous les aspects du travail.

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

Références

1. Association canadienne de santé publique. Une démarche de santé publique à l'égard du bien-être mental des populations : énoncé de position [Internet]. Ottawa (ON) : ACSP; 2021. En ligne à : <https://www.cpha.ca/sites/default/files/uploads/policy/positionstatements/2021-03-population-mental-wellness-f.pdf>
2. Saeeda Khan. Troubles concomitants de santé mentale et de consommation d'alcool ou de drogues au Canada [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2017 [consultation le 18 août 2025]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/82-003-x/2017008/article/54853-fra.htm>
3. Agence de la santé publique du Canada. Rapport du Système canadien de surveillance des maladies chroniques : Les troubles anxieux et de l'humeur au Canada, 2016 [Internet]. Ottawa (ON) : Gouvernement du Canada; 2016 [consultation le 18 août 2025]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/publications/maladies-et-affections/rapport-systeme-canadien-surveillance-maladies-chroniques-troubles-anxieux-et-humeur-canada-2016.html>
4. Organisation mondiale de la santé. Troubles mentaux [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2025 [consultation le 30 décembre 2025]. En ligne à : <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/mental-disorders>
5. Organisation mondiale de la santé. The Global Health Observatory: Explore a world of health data – health and well-being [Internet]. Genève (CH) : OMS [consultation le 18 août 2025]. En ligne à : <https://www.who.int/data/gho/data/major-themes/health-and-well-being>
6. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2019. Comprendre l'état de santé mentale perçue des Canadiens avant la pandémie de COVID-19 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2020 [consultation le 18 août 2025]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/200806/dq200806a-fra.htm>
7. Saha S, Lim CC, Cannon DL, Burton L, Bremner M, Cosgrove P, et al. Comorbidity between mood and anxiety disorders: a systematic review and meta-analysis. *Depress Anxiety*. 2021; 38(3):286-306. <https://doi.org/10.1002/da.23113>
8. Kalin NH. The critical relationship between anxiety and depression. *Am J Psychiatry*. 2020;177(5):365-367. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2020.20030305>
9. Coussement C, De Longueville X, Heeren A. Attentional networks in co-occurring generalized anxiety disorder and major depression disorder: towards a staging approach to the executive control deficits. *Compr Psychiatry*. 2022;113:152294. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2021.152294>
10. Simpson HB, Neria Y, Lewis-Fernández R, Schneier F. *Anxiety disorders: theory, research and clinical perspectives*. Cambridge (UK): Cambridge University Press; 2010. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511777578>
11. Hyland P, Shevlin M, Elklit A, Christoffersen M, Murphy J. Social, familial and psychological risk factors for mood and anxiety disorders in childhood and early adulthood: a birth cohort study using the Danish Registry System. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2016;51(3):331-338. <https://doi.org/10.1007/s00127-016-1171-1>
12. Organisation mondiale de la santé. Trouble dépressif (dépression) [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2025 [consultation le 2 janvier 2026]. En ligne à : <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/depression>

13. Organisation mondiale de la santé. Trouble bipolaire [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2025 [consultation le 2 janvier 2026]. En ligne à : <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/bipolar-disorder>
14. Organisation mondiale de la santé. Troubles anxieux [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2025 [consultation le 2 janvier 2026]. En ligne à : <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/anxiety-disorders>
15. Patel V, Chisholm D, Dua T, Laxminarayan R, Medina-Mora ME, editors. Disease control priorities (3^e éd., vol. 4): Mental, neurological, and substance use disorders. Washington (DC): World Bank; 2016. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-0426-7>
16. Meng X, D'Arcy C. Common and unique risk factors and comorbidity for 12-month mood and anxiety disorders among Canadians. *Can J Psychiatry*. 2012;57(8):479-487. <https://doi.org/10.1177/070674371205700806>
17. Meng X, Brunet A, Turecki G, Liu A, D'Arcy C, Caron J. Risk factor modifications and depression incidence: a 4-year longitudinal Canadian cohort of the Montreal Catchment Area Study. *BMJ Open*. 2017;7(6):e015156. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-015156>
18. de Graaf R, Bijl RV, Smit F, Vollebergh WA, Spijker J. Risk factors for 12-month comorbidity of mood, anxiety, and substance use disorders: findings from the Netherlands Mental Health Survey and Incidence Study. *Am J Psychiatry*. 2002;159(4):620-629. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.159.4.620>
19. Meng X, D'Arcy C. The projected effect of risk factor reduction on major depression incidence: a 16-year longitudinal Canadian cohort of the National Population Health Survey. *J Affect Disord*. 2014;158:56-61. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.02.007>
20. Men F, Elgar FJ, Tarasuk V. Food insecurity is associated with mental health problems among Canadian youth. *J Epidemiol Community Health*. 2021; 75(8):741-748. <https://doi.org/10.1136/jech-2020-216149>
21. Steel Z, Marnane C, Iranpour C, Chey T, Jackson JW, Patel V, et al. The global prevalence of common mental disorders: a systematic review and meta-analysis 1980–2013. *Int J Epidemiol*. 2014;43(2):476-493. <https://doi.org/10.1093/ije/dyu038>
22. Pound CM, Chen Y. Female sex and food insecurity in relation to self-reported poor or fair mental health in Canadian adults: a cross-sectional study using national survey data. *CMAJ Open*. 2021;9(1):E71-78. <https://doi.org/10.9778/cmajo.20200112>
23. Chireh B, Essien SK, Novik N. Multimorbidity, disability, and mental health conditions in a nationally representative sample of middle-aged and older Canadians. *J Affect Disord Rep*. 2021; 6:100290. <https://doi.org/10.1016/j.jadr.2021.100290>
24. Urbanoski K, Inglis D, Veldhuizen S. Service use and unmet needs for substance use and mental disorders in Canada. *Can J Psychiatry*. 2017; 62(8):551-559. <https://doi.org/10.1177/0706743717714467>
25. Chireh B, D'Arcy C. Contrasting trends in prevalence of chronic diseases and multimorbidity, Canada 1978–2014. *SN Compr Clin Med*. 2020;2(9):1563-1572. <https://doi.org/10.1007/s42399-020-00432-8>
26. McPhail SM. Multimorbidity in chronic disease: impact on health care resources and costs. *Risk Manag Healthc Policy*. 2016;9:143-156. <https://doi.org/10.2147/RMHP.S97248>
27. Geda NR, Janzen B, Pahwa P. Chronic disease multimorbidity among the Canadian population: prevalence and associated lifestyle factors. *Arch Public Health*. 2021;79(1):60. <https://doi.org/10.1186/s13690-021-00583-7>
28. Geda NR, Cahill LE, Feng C. Examining the association of psychosocial and health behaviors with life satisfaction among Canadians: a nationally representative study. *Arch Public Health*. 2025;83(1):51. <https://doi.org/10.1186/s13690-025-01502-w>
29. Lombardo P, Jones W, Wang L, Shen X, Goldner EM. The fundamental association between mental health and life satisfaction: results from successive waves of a Canadian national survey. *BMC Public Health*. 2018; 18(1):342. <https://doi.org/10.1186/s12889-018-5235-x>
30. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : données combinées, 2019-2020 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2022 [consultation le 18 août 2025]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/220419/dq220419d-fra.htm>
31. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Composante annuelle (ESCC), 2020 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; [modification le 2 janvier 2020; consultation le 18 août 2025]. En ligne à : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=1263799
32. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Composante annuelle (ESCC), 2019 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2020 [consultation le 18 août 2025]. En ligne à : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=1208978
33. Hosmer DW, Hosmer T, Le Cessie S, Lemeshow S. A comparison of goodness-of-fit tests for the logistic regression model. *Stat Med*. 1997;16(9):965-980. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0258\(19970515\)16:9<965::AID-SIM509>3.0.CO;2-O](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0258(19970515)16:9<965::AID-SIM509>3.0.CO;2-O)
34. Fuller-Thomson E, Lee S, Cameron RE, Baiden P, Agbeyaka S, Karamally TM. Aboriginal peoples in complete mental health: a nationally-representative Canadian portrait of resilience and flourishing. *Transcult Psychiatry*. 2020;57(2):250-262. <https://doi.org/10.1177/1363461519885702>
35. Statistique Canada. Accès aux soins de santé et expériences connexes des peuples autochtones, 2024 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2024 [consultation le 18 août 2025]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/241104/dq241104a-fra.htm>

36. Nwoke CN, Okpalauwaekwe U, Bwala H. Mental health professional consultations and the prevalence of mood and anxiety disorders among immigrants: multilevel analysis of the Canadian Community Health Survey. *JMIR Ment Health*. 2020;7(9):e19168. <https://doi.org/10.2196/19168>
37. Fung K, Guzder J. Canadian immigrant mental health. Dans : Moussaoui D, Bhugra D, Ventriglio A, dir. *Mental health and illness in migration*. Singapore: Springer; 2018. p. 1-21. https://doi.org/10.1007/978-981-10-0750-7_11-1
38. Elshahat S, Moffat T, Newbold KB. Understanding the healthy immigrant effect in the context of mental health challenges: a systematic critical review. *J Immig Minor Health*. 2022;24(6):1564-1579. <https://doi.org/10.1007/s10903-021-01313-5>
39. Lin SL. Healthy immigrant effect or under-detection? Examining undiagnosed and unrecognized late-life depression for racialized immigrants and nonimmigrants in Canada. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*. 2024;79(3):gbad104. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbad104>
40. Salami B, Salma J, Hegadoren K. Access and utilization of mental health services for immigrants and refugees: Perspectives of immigrant service providers. *Int J Ment Health Nurs*. 2019;28(1):152-161. <https://doi.org/10.1111/inm.12512>
41. Thomson MS, Chaze F, George U, Guruge S. Improving immigrant populations' access to mental health services in Canada: a review of barriers and recommendations. *J Immigr Minor Health*. 2015;17(6):1895-1905. <https://doi.org/10.1007/s10903-015-0175-3>
42. Islam F. Immigrating to Canada during early childhood associated with increased risk for mood disorders. *Community Ment Health J*. 2015;51(6):723-732. <https://doi.org/10.1007/s10597-015-9851-y>
43. Robert AM, Gilkinson T. Santé mentale et bien-être des immigrants récents au Canada : Données de l'Enquête longitudinale auprès des immigrants du Canada (ELIC) [Internet]. Ottawa (ON) : Citoyenneté et Immigration Canada; 2012 [consultation le 18 août 2025]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/immigration-refugies-citoyennete/organisation/rapports-statistiques/recherche/sante-mentale-bien-etre-immigrants-recents-canada-donnees-enquete-longitudinale-aupres-immigrants-canada-elic.html>
44. Gary FA. Stigma: barrier to mental health care among ethnic minorities. *Issues Ment Health Nurs*. 2005;26(10):979-999. <https://doi.org/10.1080/01612840500280638>
45. Williams DR, Mohammed SA. Discrimination and racial disparities in health: evidence and needed research. *J Behav Med*. 2009;32(1):20-47. <https://doi.org/10.1007/s10865-008-9185-0>
46. Statistique Canada. Minorité visible de la personne [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; [modification le 1 novembre 2021; consultation le 18 août 2025]. En ligne à : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3Var_f.pl?Function=DEC&Id=45152
47. Lindeman S, Hämäläinen J, Isometsä E, Kaprio J, Poikolainen K, Heikkinen M, et al. The 12-month prevalence and risk factors for major depressive episode in Finland: representative sample of 5993 adults. *Acta Psychiatr Scand*. 2000;102(3):178-184. <https://doi.org/10.1034/j.1600-0447.2000.102003178.x>
48. Adler NE, Ostrove JM. Socioeconomic status and health: what we know and what we don't. *Ann N Y Acad Sci*. 1999;896(1):3-15. <https://doi.org/10.1111/j.1749-6632.1999.tb08101.x>
49. Lorant V, Deliège D, Eaton W, Robert A, Philippot P, Ansseau M. Socioeconomic inequalities in depression: a meta-analysis. *Am J Epidemiol*. 2003;157(2):98-112. <https://doi.org/10.1093/aje/kwf182>
50. Patel V. Mental health in low- and middle-income countries. *Br Med Bull*. 2007;81-82(1):81-96. <https://doi.org/10.1093/bmb/ldm010>
51. Muntaner C, Eaton WW, Miech R, O'Campo P. Socioeconomic position and major mental disorders. *Epidemiol Rev*. 2004;26(1):53-62. <https://doi.org/10.1093/epirev/mxh001>
52. Cohen E, Feinn R, Arias A, Kranzler HR. Alcohol treatment utilization: findings from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions. *Drug Alcohol Depend*. 2007;86(2-3):214-221. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2006.06.008>
53. Wang PS, Aguilar-Gaxiola S, Alonso J, Angermeyer MC, Borges G, Bromet EJ, et al. Use of mental health services for anxiety, mood, and substance disorders in 17 countries in the WHO world mental health surveys. *Lancet*. 2007;370(9590):841-50. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61414-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61414-7)
54. Michalski CA, Diemert LM, Helliwell JF, Goel V, Rosella LC. Relationship between sense of community belonging and self-rated health across life stages. *SSM Popul Health*. 2020;12:100676. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2020.100676>
55. Fisher LB, Overholser JC, Ridley J, Braden A, Rosoff C. From the outside looking in: sense of belonging, depression, and suicide risk. *Psychiatry*. 2015;78(1):29-41. <https://doi.org/10.1080/00332747.2015.1015867>
56. Bronfenbrenner U, Morris PA. The bioecological model of human development. Dans : Damon W, Lerner RM, dir. *Handbook of child psychology*. Hoboken (NJ) : Wiley; 2007. <https://doi.org/10.1002/9780470147658.chpsy0114>
57. McLeroy KR, Bibeau D, Steckler A, Glanz K. An ecological perspective on health promotion programs. *Health Educ Q*. 1988;15(4):351-377. <https://doi.org/10.1177/109019818801500401>

Corrigendum – La maltraitance envers les enfants au Canada : prévalence et différences entre les genres chez les jeunes

Britt McKinnon, Ph. D. (1); Harriet L. MacMillan, M.D. (2); Ashley Vandermorris, M.D. (3,4); Katholiki Georgiades, Ph. D. (2,5); Emma Nolan, Ph. D. (6); Christina Catley, Ph. D. (7); Isabelle Lévesque, M. Sc. (7); Lil Tonmyr, Ph. D. (1)

Corrigendum par McKinnon B et al.
dans la Revue PSPMC mis à disposition
selon les termes de la [licence internationale
Creative Commons Attribution 4.0](#)



Ce corrigendum vise à corriger une erreur de diplôme d'une co-auteure dans [l'article suivant](#) :

McKinnon B, MacMillan HL, Vandermorris A, Georgiades K, Nolan E, Catley C, Lévesque I, Tonmyr L. La maltraitance envers les enfants au Canada : prévalence et différences entre les genres chez les jeunes. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2026;46(2):69-74. <https://doi.org/10.24095/hpcdp.46.2.02f>

Avant la correction

Isabelle Lévesque, Ph. D.⁷

Après la correction

Isabelle Lévesque, M. Sc.⁷

Rattachement des auteures :

1. Section de l'épidémiologie de la violence familiale, Centre de surveillance et de recherche appliquée, Direction générale de la promotion de la santé et de la prévention des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. Department of Psychiatry and Behavioural Neurosciences, Department of Pediatrics, McMaster University, Hamilton (Ontario), Canada
3. Division of Adolescent Medicine, Hospital for Sick Children, Toronto (Ontario), Canada
4. Department of Paediatrics, University of Toronto, Toronto (Ontario), Canada
5. Offord Centre for Child Studies, McMaster University, Hamilton (Ontario), Canada
6. Queen's University Belfast, Department of Psychology, Belfast, Irlande du Nord
7. Centre de données sur la santé de la population, Domaine des statistiques sociales, de la santé et du travail, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Lil Tonmyr, Section de l'épidémiologie de la violence familiale, Centre de surveillance et de recherche appliquée, Direction générale de la promotion de la santé et de la prévention des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-240-6334; courriel : lil.tonmyr@phac-aspc.gc.ca

Autres publications de l'ASPC

[Annonce](#) dans la Revue PSPMC mis à disposition selon les termes de la [licence internationale Creative Commons Attribution 4.0](#)



Les chercheurs de l'Agence de la santé publique du Canada contribuent également à des travaux publiés dans d'autres revues et ouvrages. Voici quelques articles publiés en 2026.

Ahmad R, Kakkar T, Rotondo J, Hamilton K, Bowes MJ, Jones G, Leung Soo C, VanSteelandt A. Substances and substance combinations among accidental substance-related acute toxicity deaths (AATDs) in Canada from 2016 to 2017. *BMC Public Health*. 2026; 26(1):90. <https://doi.org/10.1186/s12889-025-22777-2>

Baidoobonso S, Clark EC, Noonan LL, Bakker J, **May-Hadford J**, Phillips KA, et al. Mobilizing community-led health promotion: evidence-informed co-development of the Live Well PEI community mobilization platform and integrated granting program. *Revue canadienne de santé publique*. 2026. <https://doi.org/10.17269/s41997-025-01140-3>

Beauchamp MK, D'Amore C, Raina P, McIlroy W, Adesina N, Ahmadi M, [...] **Prince SA**, et al. Establishing global standards on wearable technology for measuring mobility in ageing populations: an international consensus exercise. *Age Ageing*. 2026;55(1):afaf376. <https://doi.org/10.1093/ageing/afaf376>

Choi SM, Dong H, Lei SM, Tomkinson GR, **Lang JJ**, Cadenas-Sanchez C, et al. A 15-year decline in physical fitness among children and adolescents from the Macao Special Administrative Region (2005–2020). *J Phys Act Health*. 2026;23(2):254-62. <https://doi.org/10.1123/jpah.2025-0532>

Halsall T, **Orpana H**, Jan M. Tracing the undercurrents: a scoping review of the lifestyle drift concept. *BMC Public Health*. 2026; 26(1):321. <https://doi.org/10.1186/s12889-025-25616-6>

Lau E, Plouffe R, Liu L, Contreras G, Johnson K, Gariépy G. Seasonal variations in suicide mortality in Canada: a nationwide analysis. *Revue canadienne de santé publique*. 2026. <https://doi.org/10.17269/s41997-026-01155-4>

Prince SA, Thomas T, Biswas A. The effects of occupational and leisure time physical activity on health-related quality of life: a repeated-measures longitudinal study. *Sports Med*. 2026. <https://doi.org/10.1007/s40279-025-02382-4>

Tollenaar SL, Khorasaniha R, Jovel J, Ba I, Voisin A, Miller R, [...] **Bonner C**, [...] **Graham M**, et al. Reduced fibre-fermenting capacity of gut microbes in multiple sclerosis may result in prebiotic dietary fibre β -fructan promoting inflammation and CNS damage. *eGastroenterology*. 2026;4(1):e100296. <https://doi.org/10.1136/egastro-2025-100296>

