

## Recherche quantitative originale

# Variations régionales de prévalence de la multimorbidité en Colombie-Britannique (Canada) : analyse transversale des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2015-2016

C. Andrew Basham, M. Sc. (1,2)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

### Résumé

**Introduction.** La multimorbidité constitue une préoccupation majeure pour les planificateurs de la santé de la population et de la prestation de services. Il est important de disposer de données sur la prévalence (en chiffres absolus et en proportions) de la multimorbidité au sein des populations régionales bénéficiant des services de santé afin de planifier les soins liés à la multimorbidité. Au Canada, il n'existe pas de publication systématique des estimations de prévalence de la multimorbidité par région sanitaire. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) offre une source de données utile pour effectuer ces estimations.

**Méthodologie.** Nous avons utilisé les données du cycle 2015-2016 de l'ESCC portant sur la Colombie-Britannique (C.-B.) pour estimer et comparer la prévalence de la multimorbidité (trois maladies chroniques ou plus) au moyen d'analyses pondérées. Nous avons calculé les fréquences et les proportions brutes de la multimorbidité en fonction de la zone de prestation de services de santé (ZPSS) de la C.-B. Nous avons eu recours à une régression logistique pour estimer les variations de prévalence de la multimorbidité par ZPSS, avec ajustement pour divers facteurs de confusion connus. Nous avons réalisé, en guise d'analyse de sensibilité, une imputation multiple au moyen d'équations en chaîne pour les valeurs des covariables manquantes. Nous avons également modifié la définition de la multimorbidité pour réaliser une analyse de sensibilité supplémentaire.

**Résultats.** On estime à 681 921 le nombre total de personnes atteintes de multimorbidité en C.-B. (16,9 % de la population) en 2015-2016. La prévalence de la multimorbidité à Vancouver (rapport de cotes corrigé = 0,65; IC à 95 % : 0,44 à 0,97) et à Richmond (rapport de cotes corrigé = 0,55; IC à 95 % : 0,37 à 0,82) s'est révélée beaucoup plus faible qu'à Fraser Sud (ZPSS de référence). Les résultats de l'analyse des données manquantes et de l'analyse de sensibilité étaient compatibles avec ceux de l'analyse principale.

**Conclusion.** Les estimations de prévalence de la multimorbidité varient en fonction des régions sanitaires de la C.-B., les estimations les plus faibles ayant été observées à Vancouver et à Richmond, après ajustement pour divers facteurs de confusion potentiels. Il est nécessaire d'élaborer des politiques et d'établir les priorités en matière de soins liés à la multimorbidité à l'échelle provinciale et régionale. Dans ce contexte, l'ESCC constitue une source d'information précieuse pour les analyses régionales de multimorbidité au Canada.

**Mots-clés :** multimorbidité, prévalence, Colombie-Britannique, Canada, études transversales, enquêtes et questionnaires

### Rattachement de l'auteur :

1. Université de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
2. Provincial TB Services, British Columbia Centre for Disease Control, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada

**Correspondance :** C. Andrew Basham, 655 West 12th Ave., Vancouver (Colombie-Britannique) V5Z 4R4; courriel : umbashac@myumanitoba.ca.

### Points saillants

- La prévalence de la multimorbidité est en augmentation, ce qui a des répercussions majeures sur les coûts et la planification de la prestation des services pour les systèmes de santé.
- Cet article présente les méthodes et les résultats d'une analyse des données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes pour la Colombie-Britannique (C.-B.) en 2015-2016.
- Les estimations de prévalence de la multimorbidité se sont révélées plus faibles à Vancouver et à Richmond que dans les autres régions de la C.-B., après ajustement pour divers facteurs de confusion connus.
- Les travaux de recherche à venir pourraient tenter d'intégrer de multiples ensembles de données émanant de sources de données administratives sur la santé et d'enquêtes afin de mieux caractériser la multimorbidité dans les régions sanitaires de la C.-B.
- L'élaboration de politiques et l'établissement de priorités en matière de soins liés à la multimorbidité en C.-B. sont justifiés à l'échelle provinciale et sur le territoire de chaque autorité régionale de la santé (ARS).

## Introduction

La prévalence de la multimorbidité est en augmentation à l'échelle mondiale<sup>1,2</sup>. Les définitions de la multimorbidité se sont multipliées au cours de la dernière décennie, variant en fonction des maladies incluses et des populations prises en compte, mais sans qu'on aboutisse à un consensus clair<sup>3,4</sup>. Cependant, les orientations découlant des examens systématiques semblent indiquer que la multimorbidité devrait être définie à l'aide d'une liste d'au moins 12 maladies chroniques et qu'elle exige la présence concomitante de deux maladies chroniques ou plus<sup>5</sup>. De plus, les estimations de prévalence de la multimorbidité devraient inclure tous les membres d'une population<sup>5</sup>. Par ailleurs, la multimorbidité définie comme la présence concomitante de trois maladies chroniques ou plus s'est révélée davantage significative pour les cliniciens et a pu être associée à un besoin accru de coordination des soins<sup>5</sup>.

Au Canada, la multimorbidité est un facteur de coûts important des régimes d'assurance-maladie provinciaux<sup>6</sup>. La Colombie-Britannique (C.-B.) affiche le taux de prévalence le plus faible de maladies chroniques de l'ensemble des provinces et des territoires au Canada<sup>7</sup>. Feely et ses collaborateurs<sup>7</sup> ont pourtant estimé que la prévalence de la multimorbidité (trois maladies chroniques ou plus) en C.-B. avait augmenté de 75 % en 10 ans, passant de 5,2 % en 2001-2002 à 9,1 % en 2011-2012, d'après diverses données administratives sur la santé. On s'attend à une prévalence des maladies chroniques, et par le fait même de la multimorbidité, variable entre les régions, mais l'étendue de cette variation est inconnue.

Le Centre de contrôle des maladies de la Colombie-Britannique (CCMCB) a mis au point un tableau de bord des maladies chroniques (TBMC) qui permet d'afficher l'incidence et la prévalence des principales maladies chroniques (allant des troubles de l'humeur et de l'anxiété à l'ostéoporose) pour l'ensemble des régions sanitaires et en fonction de la période, de l'âge et du sexe. Le TBMC repose sur le registre des maladies chroniques du ministère de la Santé de la C.-B., qui recueille les données de plusieurs bases de données administratives sur la santé<sup>8</sup>. Des travaux sont en cours au CCMCB pour inclure un indicateur de multimorbidité au TBMC afin de faciliter l'analyse de

la multimorbidité en C.-B. par les professionnels de la santé<sup>9</sup>. Les systèmes d'information fondés sur des données administratives sont très efficaces et rentables, permettant d'assurer un suivi pratiquement complet (c'est-à-dire offrant la possibilité de faire un suivi à long terme de l'utilisation des soins de santé) au Canada. Cependant, l'absence de données sur les comportements en matière de santé et sur les déterminants sociaux, en particulier le tabagisme, le revenu du ménage, le niveau de scolarité le plus élevé du ménage, l'indice de masse corporelle (IMC), le régime alimentaire et le niveau d'activité physique, réduit la capacité des analystes à expliquer les différences observées entre régions sanitaires<sup>7,10</sup>. Les systèmes fondés sur les données administratives ne permettent de saisir que les maladies traitées et non la prévalence de ces maladies au sein de la population, ce qui a entraîné une sous-estimation de la prévalence de la multimorbidité au Canada<sup>11</sup>.

Des estimations de prévalence de la multimorbidité pour chaque région sanitaire sont nécessaires pour orienter d'une part les politiques, les programmes et l'affectation des ressources en santé au sein de la C.-B. et d'autre part les activités de promotion de la santé et de prévention des maladies chroniques<sup>9</sup>. La C.-B. compte cinq autorités régionales de la santé (ARS), qui sont des entités du gouvernement provincial chargées de coordonner et d'élaborer des services de santé adaptés aux besoins de la population de chaque région<sup>12,13</sup>. Les ARS comptent 16 zones de prestation de services de santé (ZPSS) subdivisées en 89 circonscriptions sanitaires<sup>14</sup>. À mesure que la multimorbidité va augmenter au sein de la population, vieillissante, de la C.-B., les besoins en matière d'estimation de la prévalence de la multimorbidité pour chaque région sanitaire vont croître<sup>9</sup>. Les enquêtes sont aptes à fournir des données importantes pour la recherche et la surveillance de la multimorbidité en C.-B. On peut y inclure des questions sur les déterminants de la santé, et ces enquêtes sont indépendantes des politiques et des pratiques de facturation et de remboursement des honoraires des médecins ou des problèmes d'accès aux soins de santé, ce qui en fait une ressource précieuse pour les planificateurs de services de santé cherchant à réduire la prévalence de la multimorbidité au Canada. L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est une enquête représentative à

l'échelle nationale qui regroupe des données sur les déterminants sociaux de la santé au niveau des individus et des ménages et qui comprend un éventail de mesures de l'état de santé, dont l'autodéclaration de diagnostic de certaines maladies chroniques. Ces données ont déjà été utilisées en recherche sur les maladies chroniques et la multimorbidité<sup>15-19</sup>.

Notre étude porte sur la prévalence de la multimorbidité dans chaque ZPSS de la C.-B. au moyen des données les plus récentes de l'ESCC. Les objectifs ont été d'analyser le fardeau total et la variation de prévalence de la multimorbidité par ZPSS afin de déterminer dans quelle mesure cette variation est explicable par des facteurs de risque connus de multimorbidité et afin d'élaborer des méthodes d'analyse régionale de la multimorbidité en C.-B. à l'aide de données d'enquête.

## Méthodologie

### *Source de données et échantillon d'analyse*

Nous avons analysé les données du fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) de l'ESCC pour 2015-2016 (deux années). Il s'agit d'un échantillon complexe, représentatif à l'échelle nationale et fondé sur un cadre d'échantillonnage aléatoire à plusieurs degrés en grappes. L'ensemble de données du FMGD renferme, pour chaque participant, les coefficients de pondération fondés sur ce cadre et aptes à produire des estimations statistiques considérées comme valables pour 98 % de la population canadienne<sup>20</sup>. Les calculs de la taille de l'échantillon s'appuient sur un cadre d'échantillonnage propre à chaque région sanitaire<sup>20</sup>. Les résultats des participants sont pondérés en fonction du nombre de personnes qu'ils représentent dans la population canadienne. Une pondération plus élevée est appliquée aux résultats des hommes par rapport à ceux des femmes en raison de la participation plus faible des hommes à l'ESCC. La pondération finale est calculée au moyen d'une série d'étapes qui comprennent l'intégration, les ajustements pour non-réponse, l'ajustement dit de « winsorization » et l'étalonnage<sup>20</sup>.

### *Analyse des variables*

La variable de résultat, soit la multimorbidité, a été définie comme la présence de trois maladies chroniques ou plus chez les répondants, sur autodéclaration d'un

diagnostic fourni par un médecin et parmi une liste de 17 maladies chroniques, à savoir l'asthme, une maladie pulmonaire obstructive chronique (MPOC), l'apnée du sommeil, la scoliose, la fibromyalgie, l'arthrite, des problèmes de dos (à l'exception de la scoliose, de la fibromyalgie et de l'arthrite), l'ostéoporose, l'hypertension, une maladie cardiaque, les conséquences d'un accident vasculaire cérébral, le diabète, le cancer, les migraines, la polysensibilité chimique, un trouble de l'humeur (p. ex. dépression, trouble bipolaire, manie, dysthymie) et un trouble d'anxiété (p. ex. phobie, trouble obsessionnel-compulsif, trouble panique). Pour chaque affection, une variable indicatrice a été créée et s'est vu attribuer une valeur de 0 ou de 1, 1 indiquant que l'affection est présente et 0 qu'elle ne l'est pas. Ces variables indicatrices ont été additionnées pour chaque participant afin de créer un indice de multimorbidité. Cet indice a ensuite été classé en fonction d'une variable de résultat nominale relative à la multimorbidité (trois maladies chroniques ou plus comparativement à deux maladies chroniques ou moins), en fonction d'un histogramme pondéré de l'indice de multimorbidité généré pendant l'analyse exploratoire des données (figure 1) ainsi que de la littérature, d'après laquelle les personnes atteintes de trois maladies chroniques ou plus ont davantage besoin d'une prise en charge coordonnée des soins cliniques<sup>4,5,21</sup>.

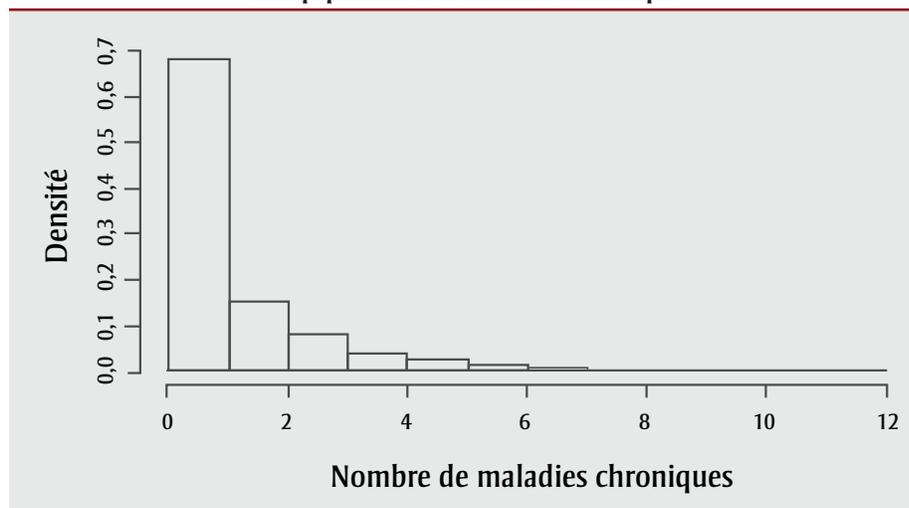
Pour comprendre les variations régionales des estimations de prévalence de multimorbidité, nous avons utilisé les ZPSS comme prédicteurs de la principale question à l'étude. Les ZPSS forment le niveau le plus détaillé pour lequel les données de l'ESCC sont disponibles.

### Analyse statistique

#### Statistiques descriptives

La proportion et le nombre pondérés de résidents de la C.-B. atteints de multimorbidité ont été estimés en fonction de chaque ZPSS et d'une série de facteurs sociodémographiques recensés dans la littérature comme étant prédicteurs de multimorbidité<sup>3,5,16,22-24</sup>. Au nombre de ces facteurs sociodémographiques figurent le groupe d'âge (12 à 29 ans, 30 à 49 ans, 50 à 64 ans, 65 à 79 ans ou 80 ans et plus), le sexe (homme ou femme), la tranche de revenu total 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), la consommation d'alcool (régulière, occasionnelle ou nulle), le tabagisme (fumeur

**FIGURE 1**  
Indice de multimorbidité utilisé pour créer la variable d'indicateur dichotomique de multimorbidité, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2015-2016, sous-population de la Colombie-Britannique



Source des données : Histogramme pondéré en fonction des coefficients de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2015-2016.

quotidien, fumeur occasionnel, non-fumeur), la consommation quotidienne de fruits et de légumes (moins de 5 portions ou 5 portions et plus), le niveau de scolarité le plus élevé du ménage (études secondaires non terminées, diplôme d'études secondaires, certificat/diplôme/grade d'études postsecondaires), la taille et le poids auto-déclarés convertis en indice de masse corporelle (IMC) (poids insuffisant/normal, surpoids ou obésité de catégorie I, II ou III) et le niveau d'activité physique selon l'Organisation mondiale de la santé (OMS) (actif, modérément actif, plus ou moins actif ou inactif). Les tests de Rao-Scott ont été utilisés pour évaluer l'égalité des proportions relatives à la multimorbidité dans l'ensemble des catégories de covariables, et intègrent les coefficients liés à la conception complexe de l'enquête<sup>25</sup>.

#### Statistiques inférentielles

Pour l'analyse inférentielle comparant les ZPSS de la C.-B. avec ajustement pour les covariables décrites ci-dessus, nous avons utilisé une régression logistique pondérée<sup>26</sup>. Les modèles à variable unique ont été ajustés en fonction des prédicteurs de la principale variable à l'étude, soit les ZPSS, et de chaque facteur de confusion potentiel énuméré ci-dessus. Un modèle corrigé pour tenir compte de l'âge et du sexe a ensuite été ajusté pour comparer les ZPSS. Nous avons ajusté également un modèle complet des effets principaux comprenant tous les facteurs de confusion potentiels, afin de fournir des rapports de

cotes (RC) corrigés en fonction des covariables, ce qui permet la comparaison des estimations de prévalence de la multimorbidité entre ZPSS. Pour tous les modèles, les coefficients de pondération fournis avec les données de l'ESCC ont été appliqués afin de produire des résultats généralisables à l'ensemble de la population de la C.-B., dans les limites du cadre d'échantillonnage de l'ESCC. La zone de Fraser Sud a été utilisée comme ZPSS de référence car elle comportait l'échantillon le plus important (n = 1 376), fournissant ainsi des estimations plus stables des RC.

Les modèles d'interaction (examinés séparément) portaient sur le tabagisme en fonction de la consommation d'alcool, en fonction du niveau d'activité physique et en fonction du revenu. Chacun de ces termes d'interaction a été ajouté au modèle des effets principaux ajustés pour tenir compte des covariables. On a formulé l'hypothèse selon laquelle le tabagisme aurait un effet plus marqué s'il était associé à une consommation régulière d'alcool, un faible niveau d'activité physique et un faible revenu. En outre, on a également pris en compte les interactions possibles entre le groupe d'âge et la tranche de revenu du ménage ainsi que le groupe d'âge et le tabagisme, en supposant que l'effet du revenu serait plus marqué chez les sujets plus jeunes que chez les plus âgés et que l'effet du tabagisme serait moins marqué chez les sujets plus jeunes. Aucune modification de l'effet n'a

été considérée, étant donné qu'il n'y avait pas de justification théorique claire à réaliser un test d'interaction entre ZPSS et covariables.

### Analyse des données manquantes

La proportion de participants ayant des valeurs de covariables manquantes a été évaluée d'abord pour chaque covariable puis par imputation multiple, au moyen d'équations en chaîne avec cinq itérations de vingt imputations pour chaque participant ayant une valeur manquante<sup>27</sup>. Ces ensembles de données imputées ont été combinés et analysés pour produire une estimation regroupée et un RC ajusté pour la multimorbidité dans chaque ZPSS comparativement à la ZPSS de référence, ce qui a permis d'inclure, dans le modèle final des effets principaux, tous les participants exclus en raison de valeurs manquantes pour l'une ou plusieurs des covariables utilisées. Ce RC combiné et ajusté a été comparé aux résultats du modèle des effets principaux au moyen d'une analyse de sensibilité évaluant la robustesse des résultats par rapport aux données manquantes.

### Analyse de sensibilité

Pour l'analyse de sensibilité, la définition de l'indice de multimorbidité a été modifiée en combinant quatre affections entraînant des douleurs chroniques (scoliose, fibromyalgie, arthrite et problèmes de dos) en une seule variable indicatrice. Comme l'arthrite et les problèmes de dos sont des affections très courantes dans l'échantillon, citées respectivement par 25,4 % et 20,8 % de la population, ces variables ont été combinées à deux autres affections entraînant des douleurs chroniques susceptibles d'y être associées (scoliose et fibromyalgie). La prévalence au sein de la population de la C.-B. d'au moins l'une de ces affections entraînant des douleurs chroniques était de 38,2 %. Cette variable indicatrice de douleur chronique a été utilisée comme maladie dans un indice révisé de multimorbidité à partir duquel on a recalculé la proportion de personnes atteintes de trois maladies chroniques ou plus afin d'obtenir une estimation plus conservatrice de la multimorbidité. Les données ont ensuite été analysées de nouveau à l'aide de cette définition révisée de la multimorbidité.

Nous avons utilisé le logiciel SAS, University Edition (SAS Institute Inc.,

Caroline du Nord, États-Unis) pour la gestion des données et la version R 3.4.4 (R Core Team, Vienne, Autriche) pour les analyses et certaines opérations de gestion des données finales.

## Résultats

### Description des données

L'estimation de la prévalence de la multimorbidité (trois maladies chroniques ou plus) en 2015-2016 en C.-B. est de 17 % (IC à 95 % : 16 % à 18 %), le nombre total de personnes touchées par la multimorbidité étant estimé à 681 921 (tableau 1). Une variation significative a été observée par ZPSS : Richmond et Vancouver ont affiché la prévalence la plus faible, soit respectivement 10,2 % et 11,6 %, et l'Okanagan, le Nord de l'île de Vancouver et le Centre de l'île de Vancouver ont affiché la prévalence la plus élevée, soit 22 % (tableau 1).

Nous avons observé une variation statistiquement significative ( $p < 0,05$  d'après

le test Rao-Scott) de la prévalence estimée de multimorbidité pour toutes les caractéristiques sociodémographiques des participants, à l'exception de la consommation de fruits et de légumes (tableau 2). Cette prévalence est passée de 5 % chez les 12 à 29 ans à 38 % chez les 80 ans et plus en ce qui concerne les groupes d'âge et elle s'est révélée plus élevée chez les femmes de la C.-B. que chez les hommes (20 % contre 14 %) en ce qui concerne le sexe. Les estimations de la multimorbidité ont également été associées à la tranche de revenu : la tranche de revenu la plus élevée (80 000 \$ et plus) a affiché la prévalence la plus faible (12 %) alors que la tranche de revenu la plus faible (moins de 20 000 \$) a affiché la prévalence la plus élevée, soit 27 % (tableau 2). Être fumeur quotidien a été associé à une prévalence estimée plus élevée de multimorbidité (27 %) qu'être fumeur occasionnel ou non-fumeur (16 %). Les personnes issues de ménages dont le niveau de scolarité le plus élevé correspondait à des études secondaire non terminées ont affiché la

**TABLEAU 1**  
Prévalence de la multimorbidité par zone de prestation de services de santé, ESCC, 2015-2016, sous-population de la Colombie-Britannique

Zone de prestation de services de santé	Multimorbidité (échantillon)	Multimorbidité (N) <sup>a</sup>	Multimorbidité (%) <sup>a</sup>	IC à 95 %
Centre de l'île de Vancouver	232	119 267	21,9	18,1 à 25,6
Kootenay Est	141	50 253	18,0	14,6 à 21,3
Fraser Est	215	12 031	19,6	16,0 à 23,1
Fraser Nord	237	47 739	15,1	12,4 à 17,7
Fraser Sud	294	86 445	17,5	14,8 à 20,1
Kootenay-frontière	158	13 542	19,6	15,9 à 23,4
Rive nord/Côte Garibaldi	188	35 216	15,0	12,0 à 17,9
Nord de l'île de Vancouver	200	22 615	22,0	18,2 à 25,9
Nord-Est	127	9 435	16,3	12,5 à 20,0
Intérieur-Nord	210	24 480	21,3	17,7 à 24,9
Nord-Ouest	123	9 942	19,3	15,0 à 23,5
Okanagan	285	67 901	22,3	19,0 à 25,5
Richmond	108	19 252	10,2	7,7 à 12,6
Sud de l'île de Vancouver	237	56 317	17,2	14,5 à 19,9
Thompson/Cariboo	207	37 773	20,4	16,9 à 23,9
Vancouver	173	69 714	11,6	9,0 à 14,2
Colombie-Britannique (total)	3135	681 921	16,9	16,0 à 17,8
Colombie-Britannique (définition de l'analyse de sensibilité)	2615	576 075	14,3	13,4 à 15,0

**Abréviations :** ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance.

**Remarque :** La multimorbidité est définie par la présence de trois maladies chroniques ou plus.

<sup>a</sup> Les effectifs (N) et les pourcentages (%) sont pondérés en fonction de la population totale de la Colombie-Britannique au moyen des coefficients de pondération des échantillons de l'ESCC.

**TABLEAU 2**  
**Prévalence de la multimorbidité en fonction de divers facteurs sociodémographiques, ESCC, 2015-2016, sous-population de la Colombie-Britannique**

Facteur sociodémographique	N	Multimorbidité (%)	IC à 95 %
<b>Âge (ans)</b>			
12 à 29	409 015	4,6	2,6 à 6,6
30 à 49	1 235 321	7,1	5,9 à 8,3
50 à 64	958 272	14,6	12,7 à 16,6
65 à 79	920 341	26,0	23,8 à 28,1
80 et plus	514 512	38,2	35,5 à 40,9
<b>Sexe</b>			
Femmes	2 045 234	19,9	18,6 à 21,2
Hommes	1 992 228	13,8	12,6 à 15,0
<b>Revenu du ménage (\$)</b>			
Moins de 20 000	292 057	26,7	23,4 à 30,0
20 000 à 39 999	632 028	27,5	24,8 à 30,1
40 000 à 59 999	615 696	19,4	17,3 à 21,6
60 000 à 79 999	591 057	13,3	11,2 à 15,4
80 000 et plus	1 902 665	12,2	10,9 à 13,4
<b>Tabagisme</b>			
Fumeur occasionnel ou non-fumeur	3 667 207	15,9	15,0 à 16,8
Fumeur quotidien	367 369	26,9	23,2 à 30,5
<b>Consommation d'alcool (12 derniers mois)</b>			
Régulièrement	2 427 755	15,5	14,4 à 16,6
Occasionnellement	624 794	18,2	16,0 à 20,5
Aucune	954 734	19,8	17,7 à 21,8
<b>Consommation de fruits et de légumes (quotidienne)</b>			
Moins de 5 portions	2 591 313	16,2	15,2 à 17,3
5 portions ou plus	1 154 123	16,3	14,7 à 18,0
<b>Niveau d'activité physique (lignes directrices de l'OMS)</b>			
Actif	182 751	14,4	13,1 à 15,7
Modérément actif	586 983	18,7	16,2 à 21,2
Plus ou moins actif	620 207	17,9	15,8 à 19,9
Inactif	567 953	27,3	24,3 à 30,2
<b>Niveau de scolarité du ménage</b>			
Études secondaires non terminées	150 780	39,0	34,3 à 43,7
Diplôme d'études secondaires	62 232	21,1	18,7 à 23,4
Diplôme d'études postsecondaires	3 081 325	14,9	13,9 à 15,9
<b>Indice de masse corporelle</b>			
Poids insuffisant ou poids normal	1 509 166	14,1	12,6 à 15,6
Surpoids	1 237 534	15,9	14,3 à 17,4
Obésité	747 209	26,2	23,9 à 28,6

**Abréviations :** ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance; OMS, Organisation mondiale de la santé.

**Remarque :** Le tableau présente les dénominateurs et les pourcentages bruts après application des coefficients de pondération de l'enquête.

plus forte prévalence estimée de multimorbidité (39%) parmi tous les groupes de covariables. Les personnes obèses ont affiché une prévalence estimée de multimorbidité plus élevée (26 %) que les personnes appartenant à la catégorie d'IMC associée à un surpoids ou à un poids insuffisant ou normal (respectivement 14 % et 16 %).

### Résultats de l'analyse statistique

L'analyse à variable unique de multimorbidité par ZPSS a révélé une variation significative de prévalence estimée de multimorbidité, deux ZPSS (Richmond et Vancouver) affichant une prévalence plus faible que la ZPSS de référence (Fraser Sud), et trois ZPSS (Centre de l'île de Vancouver, Nord de l'île de Vancouver et Okanagan) affichant une prévalence plus élevée que la ZPSS de référence (tableau 3). Après contrôle pour les facteurs de confusion potentiels, les ZPSS de Richmond et de Vancouver affichaient toujours une prévalence significativement plus faible de multimorbidité par rapport à Fraser Sud, mais les autres ZPSS ne présentaient plus de variation significative par rapport à Fraser Sud ou entre elles (tableau 3).

### Analyse des données manquantes

Des valeurs étaient manquantes chez plus de 5 % des participants pour trois covariables, soit l'IMC (13,6 %), le niveau d'activité physique (11,6 %) et la consommation de fruits et de légumes (6,8 %), et à hauteur de moins de 4 % des participants pour trois autres variables (tabagisme, consommation d'alcool et tranche de revenu du ménage). Une imputation multiple a été réalisée vingt fois sur sept variables (tabagisme, tranche de revenu, niveau de scolarité, consommation de fruits et de légumes, consommation d'alcool, niveau d'activité physique et IMC) au moyen de la ZPSS, du groupe d'âge, du sexe, du revenu, du niveau d'activité physique, de la consommation d'alcool, de la consommation de fruits et de légumes, de l'IMC, du niveau de scolarité et du tabagisme pour prédire les valeurs manquantes. Les résultats de la régression logistique pondérée sur les données imputées ont révélé des résultats semblables à l'analyse finale des effets principaux, les ZPSS de Richmond et de Vancouver affichant une prévalence ajustée significativement plus faible de la multimorbidité par rapport à Fraser Sud (ZPSS de référence) (tableau 3).

**TABEAU 3**  
**Analyse de régression logistique de prévalence de la multimorbidité par zone de prestation de services de santé, ESCC, 2015-2016, sous-population de la Colombie-Britannique**

Zone de prestation de services de santé	RC brut (IC à 95 %)	RC ajusté pour tenir compte de l'âge/du sexe (IC à 95 %)	RC ajusté pour tenir compte des covariables (IC à 95 %)	RC calculé au moyen d'une imputation multiple, données regroupées (IC à 95 %)
Centre de l'île de Vancouver	1,33 (1,00 à 1,76)	1,07 (0,79 à 1,45)	1,18 (0,56 à 1,44)	1,07 (0,79 à 1,45)
Kootenay Est	1,04 (0,77 à 1,39)	0,89 (0,65 à 1,23)	0,84 (0,58 à 1,21)	0,82 (0,59 à 1,13)
Fraser Est	1,15 (0,86 à 1,54)	1,15 (0,84 à 1,57)	1,12 (0,77 à 1,63)	1,04 (0,74 à 1,45)
Fraser Nord	0,84 (0,64 à 1,11)	0,85 (0,64 à 1,13)	0,89 (0,63 à 1,25)	0,84 (0,62 à 1,13)
Fraser Sud	1,00 (réf.)	1,00 (réf.)	1,00 (réf.)	1,00 (réf.)
Kootenay-frontière	1,15 (0,86 à 1,56)	0,96 (0,70 à 1,32)	0,83 (0,57 à 1,20)	0,82 (0,59 à 1,14)
Rive nord/Côte Garibaldi	0,83 (0,62 à 1,12)	<b>0,71 (0,52 à 0,97)</b>	0,79 (0,55 à 1,14)	0,80 (0,58 à 1,11)
Nord de l'île de Vancouver	<b>1,34 (1,00 à 1,79)</b>	1,09 (0,80 à 1,48)	1,11 (0,78 à 1,58)	1,02 (0,75 à 1,38)
Nord-Est	0,92 (0,66 à 1,28)	1,10 (0,80 à 1,52)	0,92 (0,62 à 1,36)	0,93 (0,66 à 1,32)
Intérieur-Nord	1,28 (0,97 à 1,70)	1,28 (0,95 à 1,74)	1,19 (0,84 à 1,67)	1,14 (0,84 à 1,56)
Nord-Ouest	1,13 (0,84 à 1,57)	1,07 (0,76 à 1,51)	0,89 (0,59 à 1,35)	0,98 (0,68 à 1,40)
Okanagan	<b>1,36 (1,04 à 1,77)</b>	1,13 (0,85 à 1,50)	1,13 (0,81 à 1,56)	1,11 (0,83 à 1,47)
Richmond	<b>0,53 (0,39 à 0,74)</b>	<b>0,47 (0,34 à 0,66)</b>	<b>0,55 (0,37 à 0,82)</b>	<b>0,50 (0,35 à 0,71)</b>
Sud de l'île de Vancouver	0,99 (0,76 à 1,28)	0,85 (0,64 à 1,13)	0,92 (0,67 à 1,28)	0,87 (0,66 à 1,16)
Thompson/Cariboo	1,21 (0,91 à 1,61)	1,02 (0,76 à 1,37)	0,93 (0,66 à 1,31)	0,88 (0,64 à 1,20)
Vancouver	<b>0,62 (0,45 à 0,85)</b>	<b>0,62 (0,45 à 0,87)</b>	<b>0,65 (0,44 à 0,97)</b>	<b>0,64 (0,45 à 0,90)</b>

**Abréviations :** ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes.

**Remarques :** Modèles ajustés pour les covariables suivantes : groupe d'âge, sexe, tranche de revenu du ménage, tabagisme, consommation d'alcool, niveau d'activité physique, consommation de fruits et de légumes, niveau de scolarité du ménage et indice de masse corporelle (IMC).

Les valeurs en caractères gras sont significatives à alpha ( $\alpha$ ) = 0,05.

### Analyse de sensibilité

Avec la définition la plus prudente de la multimorbidité, la prévalence de multimorbidité en C.-B. a été estimée à 14,3 %, soit 576 075 personnes atteintes de multimorbidité (tableau 1). La prévalence estimée dans l'ensemble des ZPSS était plus faible dans l'analyse de sensibilité que dans l'analyse principale, mais la baisse observée n'était pas uniforme dans toutes les ZPSS. Richmond et Vancouver ont affiché des diminutions proportionnellement plus faibles que les autres ZPSS (figure 2). Les analyses de régression logistique brutes et ajustées ont révélé des différences semblables pour ce qui est de la prévalence estimée de la multimorbidité dans les ZPSS. Le RC ajusté de Richmond était de 0,49 (IC à 95 % : 0,32 à 0,75) alors celui de Vancouver était de 0,69 (IC à 95 % : 0,45 à 1,06) et n'était pas statistiquement significatif ( $p = 0,09$ ) (les résultats de l'analyse de sensibilité sont disponibles sur demande).

### Analyse

Notre étude est la première à estimer la proportion et le nombre de résidents de la

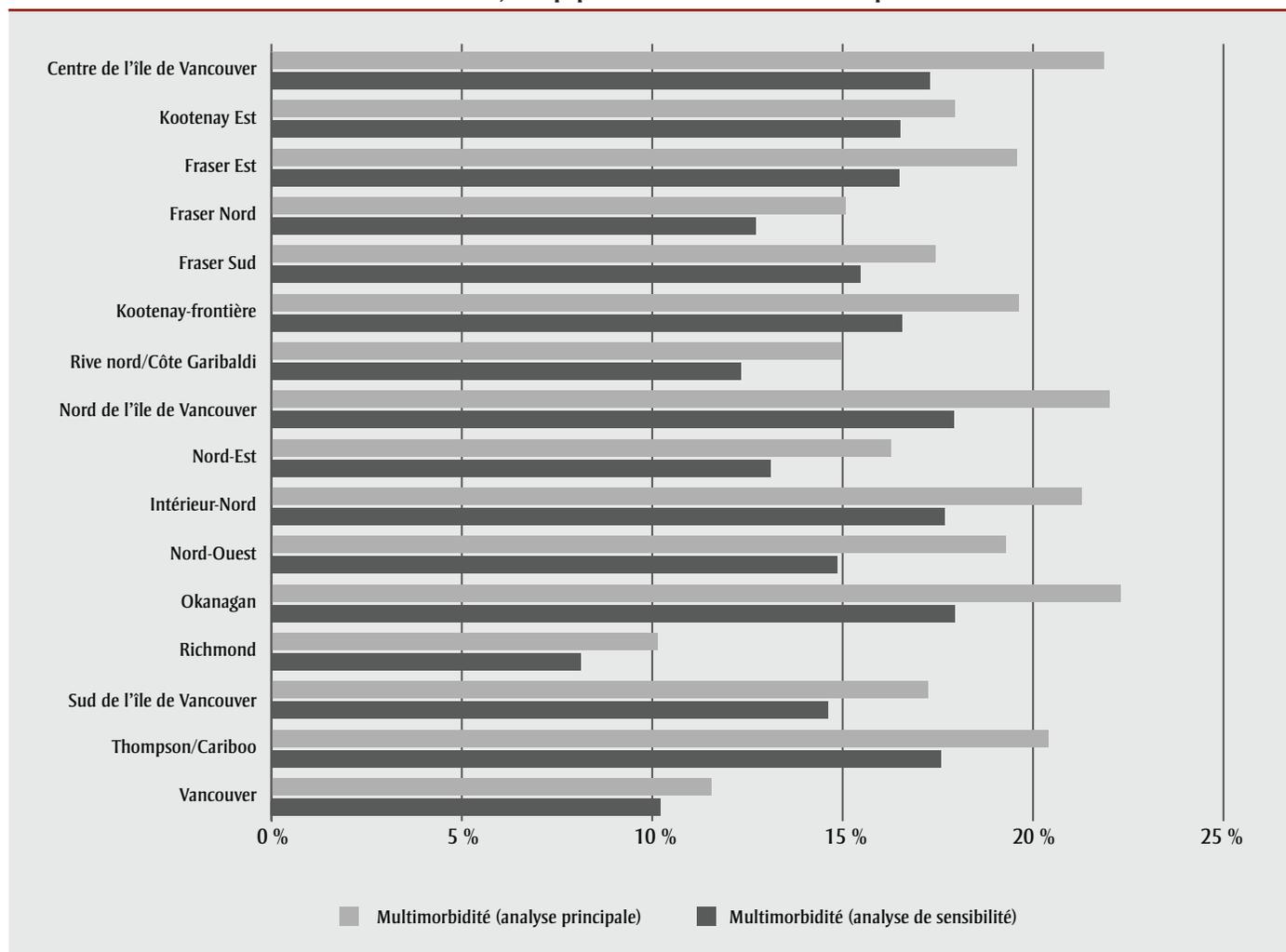
C.-B. atteints de multimorbidité à l'échelle des ZPSS et à comparer les estimations de prévalence de multimorbidité dans les ZPSS après ajustement pour tenir compte des facteurs de confusion potentiels. On estime qu'un nombre important de personnes en C.-B. est atteint de multimorbidité (entre 576 075 et 681 921 personnes, soit entre 13,4 % et 16,9 % de la population). La principale constatation de cette étude est que Vancouver et Richmond ont affiché une prévalence significativement plus faible de multimorbidité comparativement à la ZPSS de référence et après ajustement pour les facteurs de confusion connus. Aucune autre ZPSS n'a affiché de variation significative de prévalence de la multimorbidité par rapport à la ZPSS de référence (Fraser Sud) ou aux autres ZPSS.

L'estimation plus faible de prévalence de la multimorbidité est attribuable à divers facteurs de confusion résiduels (dont le niveau de revenu, la tranche de revenu la plus élevée étant de 80 000 \$ et plus, ce qui ne tient pas compte des avantages liés à un revenu supérieur à 80 000 \$). Les différences dans les estimations de multimorbidité sont également attribuables à

des facteurs de confusion non mesurés, comme l'origine ethnique ou le statut vis à vis de l'immigration, dont on sait qu'ils sont variables d'une région à l'autre. Les personnes nées à l'extérieur du Canada affichent souvent des taux plus faibles de multimorbidité (effet de l'immigrant en santé) alors que, chez les populations autochtones, les taux de multimorbidité sont généralement plus élevés<sup>24,28</sup>. Les différences dans les proportions d'immigrants et de population autochtone entre les ZPSS pourraient ainsi expliquer les différences observées entre ZPSS en matière de multimorbidité. Certaines différences relatives à l'aménagement urbain peuvent également expliquer ces différences : l'aménagement urbain a des effets complexes et mal compris sur l'incidence et la prévalence des maladies chroniques. Les caractéristiques de l'aménagement urbain, par exemple les systèmes de transport, agissent sur de multiples facteurs de risque potentiel, tels que le niveau d'activité physique et le sentiment d'appartenance à la collectivité qui, à leur tour, peuvent avoir un effet sur la prévalence de la multimorbidité<sup>29</sup>.

Une analyse récente réalisée par les scientifiques du CCMCB sur la prévalence ajustée

**FIGURE 2**  
**Prévalence de la multimorbidité par zone de prestation de services de santé, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2015-2016, sous-population de la Colombie-Britannique**



**Remarque :** La multimorbidité est définie comme la présence de trois maladies chroniques ou plus.

selon l'âge de la multimorbidité en C.-B. par ZPSS a révélé une prévalence tout aussi faible à Richmond et à Vancouver, bien que la différence n'ait pas été aussi marquée que dans les estimations de notre étude<sup>9</sup>. Les estimations dans l'analyse du CCMCB étaient plus élevées, se situant à 29 % en moyenne dans l'ensemble de la C.-B., vraisemblablement en raison de la définition de la multimorbidité utilisée, c'est-à-dire deux maladies chroniques ou plus, et du fait que l'analyse était limitée à la population de 20 ans et plus<sup>9</sup>. La prévalence estimée de la multimorbidité (trois maladies chroniques ou plus) mesurée par Feely et ses collaborateurs<sup>7</sup> en C.-B. (9,1 %) est inférieure à la prévalence estimée de la multimorbidité tirée de l'analyse principale (16,9%) et de l'analyse de sensibilité (13,4 %), probablement en raison des différences relatives aux maladies prises en compte, aux

sources de données et la période étudiée. Comparativement à l'étude de Roberts et ses collaborateurs, qui s'est également appuyé sur l'ESCC pour estimer la prévalence de trois maladies chroniques ou plus en C.-B. (3,9 %) en 2011-2012, les estimations de prévalence de la multimorbidité dans notre article semblent élevées<sup>24</sup>. L'exclusion de l'hypertension, la maladie chronique affichant la prévalence la plus élevée dans l'ESCC, ainsi que l'utilisation de seulement 9 maladies figurant dans l'ESCC pour définir la multimorbidité pourraient expliquer ces résultats plus faibles en matière de prévalence<sup>24</sup>.

Les tendances en matière de prévalence de la multimorbidité après ajustement pour divers facteurs de confusion connus, notamment le groupe d'âge, le sexe, le revenu, le tabagisme, le niveau de scolarité et le niveau d'activité physique, sont

conformes à la littérature<sup>3,5,30</sup>. Les consommateurs réguliers et occasionnels d'alcool affichaient une prévalence estimée de multimorbidité plus faible que les personnes ne consommant pas d'alcool. Cette relation a été étudiée dans d'autres sources<sup>31</sup>, et on a émis l'hypothèse que certaines personnes ont pu cesser de boire en raison d'une maladie. En revanche, la consommation de fruits et de légumes (moins de 5 portions comparativement à 5 portions et plus par jour) n'a pas été associée à la prévalence de multimorbidité dans l'analyse brute (tableau 2) ou dans les analyses ajustées (résultats non présentés), ce qui n'est pas conforme à la littérature<sup>5,32</sup>. Les personnes obèses ont affiché une prévalence de multimorbidité plus élevée (tableau 2), et la variable de l'IMC était significative dans les modèles à variable unique comme à plusieurs variables (données non présentées). D'après la littérature

récente sur l'IMC et la multimorbidité, l'obésité a un effet important et significatif sur la prévalence de la multimorbidité, et notre étude arrive aux mêmes conclusions (le RC corrigé pour la multimorbidité entre les personnes obèses et les personnes ayant un poids normal ou insuffisant était de 2,14 [IC à 95 % : 1,76 à 2,60], données non présentées)<sup>22,33</sup>.

### Points forts et limites

Toute la population âgée de 12 ans et plus, à l'exception des collectivités des Premières Nations, a été incluse dans notre étude. La multimorbidité a été définie à l'aide de la définition clinique la plus pertinente, soit la présence de trois maladies chroniques ou plus sur une liste de 17 maladies. Les multiples facteurs de risque de multimorbidité ont été pris en compte dans l'analyse, ce qui n'est généralement pas possible dans les études et les systèmes de surveillance employant des données administratives. Les constatations de l'analyse principale se sont révélées peu sensibles aux valeurs de covariables manquantes et sont demeurées en grande partie similaires lors de l'utilisation d'une définition révisée de la multimorbidité dans l'analyse de sensibilité.

Outre certaines limites liées à l'analyse, notre étude comporte les mêmes limites que l'ESCC. Premièrement, la définition de la multimorbidité utilisée ici repose sur l'autodéclaration des diagnostics de maladies chroniques figurant dans l'ESCC ainsi que des covariables connexes, ce qui est susceptible d'introduire un biais de classification erronée dans les ZPSS, la portée de ces erreurs de classification potentielles ne pouvant pas être évaluée dans le cadre de notre étude. Une autre contrainte liée à la définition de la multimorbidité utilisée réside dans une même pondération appliquée à tous les cancers : comme l'ESCC ne fournit pas de données sur les sièges du cancer, il n'a pas été possible d'attribuer une pondération différentielle en fonction du siège de cancer dans l'indice de multimorbidité de notre étude.

Deuxièmement, du fait de sa conception, l'ESCC exclut les collectivités des Premières Nations établies dans des réserves, limitant l'interprétation des résultats aux populations hors réserve. En 2016, on estimait à 172 520 le nombre de membres des Premières Nations vivant en C.-B., environ 40,1 % (69 180) d'entre eux vivant dans des réserves<sup>34</sup>. Le rapport de cotes

corrigé de multimorbidité (trois maladies chroniques ou plus) a été estimé à 2,7 (IC à 95 % : 2,2 à 3,4) chez les Canadiens autochtones par rapport aux Canadiens non autochtones<sup>24</sup>, ce qui fait que notre étude a pu avoir sous-estimé la prévalence véritable de la multimorbidité en C.-B. Des solutions à ce problème sont présentées plus bas.

Troisièmement, les personnes qui n'ont pas de lieu de résidence permanent ou qui n'ont pas accès à un téléphone étaient exclues du cadre d'échantillonnage. Or ces populations pourraient être particulièrement exposées à la multimorbidité, compte tenu des dimensions socioéconomiques de cette dernière<sup>35</sup>.

Quatrièmement, les données de l'ESCC sont recueillies de façon transversale, ce qui signifie qu'il n'est pas possible de fixer une temporalité des liens entre données. Par exemple, dans la relation entre l'IMC et la multimorbidité, il ressort que les personnes obèses affichent une prévalence estimée plus élevée de multimorbidité, mais on ne sait pas si la multimorbidité est apparue avant l'obésité ou si l'obésité était présente avant la multimorbidité. En raison de la méthode de collecte utilisée dans l'ESCC, c'est-à-dire une collecte de données transversales sur une période de plusieurs années, même si les données étaient assemblées selon une méthode longitudinale, elles demeureraient transversales.

### Répercussions et applications

La principale conclusion que l'on peut tirer de notre étude est que l'élaboration de politiques et de programmes de coordination intégrée des soins axés sur le patient est justifiée, étant donné le nombre important de personnes atteintes de multimorbidité dans chaque ZPSS de la C.-B., soit entre 9 435 et 119 267 personnes en 2015-2016. En C.-B., les ARS sont chargées d'élaborer les politiques et d'établir les priorités en matière de santé régionale ainsi que d'élaborer les plans de santé régionaux pour les services, les établissements et les programmes de santé, les exigences en matière de ressources humaines et les activités à l'appui de la santé régionale<sup>12</sup>. Les ARS pourraient clairement ajouter, dans le cadre de ce fonctionnement, la multimorbidité comme point central des soins intégrés axés sur le patient. Les patients atteints de multimorbidité se disent préoccupés par le fait que les soins

soient axés sur la maladie plutôt que sur le patient, et souhaitent à la fois que les priorités des patients soient davantage prises en compte dans la planification et que les patients participent aux décisions en matière de soins<sup>36</sup>.

Un point de départ pour la planification des soins intégrés axés sur le patient pourrait consister à tout simplement à ce qu'élaborer des politiques et faire des soins liés à la multimorbidité devienne une priorité pour chaque ARS, les politiques tenant compte à la fois de la complexité des cas et de la complexité des soins<sup>37,38</sup>. En matière de multimorbidité, des modèles et des éléments efficaces dans les soins intégrés axés sur le patient ont été évalués dans d'autres publications et devraient être pris en compte dans le contexte de la C.-B. et de chaque ARS<sup>39,40</sup>. La présence de coordonnateurs des soins aux patients atteints de multimorbidité, qui pourraient être à l'écoute des préoccupations des patients et aider à coordonner leur expérience et leur participation aux décisions en matière de soins entre établissements et entre fournisseurs de soins, constituerait un très bon point de départ dans la prestation de services tangibles aux patients âgés atteints de multimorbidité<sup>41</sup>.

Les ARS pourraient utiliser nos résultats pas simplement pour régler de façon explicite la question des soins intégrés axés sur le patient en matière de multimorbidité, mais aussi pour justifier la présence d'activités de prévention en amont. La modélisation prédictive pourrait aider à déterminer la manière dont des stratégies de promotion de la santé pourraient cibler les personnes les plus susceptibles d'être atteintes de multimorbidité, autant à l'échelle provinciale que pour chaque ARS et pour chaque ZPSS. L'ESCC constituerait une source de données précieuse pour cette modélisation prédictive de multimorbidité, et celle-ci constituerait un prolongement naturel à notre étude. En bref, à la lumière des estimations de prévalence brute (tableau 2), tout semble indiquer que les personnes avec le plus faible niveau de scolarité, les personnes vivant dans un ménage à faible revenu, les personnes obèses, les personnes physiquement inactives et les fumeurs quotidiens font partie des groupes qui tireraient avantage de programmes de prévention ciblés.

Pour aider à combler les lacunes en matière de surveillance et de recherche

sur la multimorbidité en C.-B., on peut combiner des données administratives sur la santé à des données d'enquête et à des données de recensement et on peut également adopter des approches plus participatives lors de l'élaboration de politiques et de programmes. Dans une étude récente comprenant une demande de contact menée en C.-B., on a utilisé les données administratives pour identifier un nombre important (n = 12 000) de personnes atteintes ou non atteintes de maladies rhumatismales auto-immunes systémiques, et les responsables de l'étude ont ensuite communiqué avec ces personnes pour leur demander s'ils souhaitaient participer à une étude de cohorte<sup>42</sup>. Il s'agissait de la première recherche de ce genre au Canada. Cette méthode pourrait être utile pour recruter, dans une région, un nombre représentatif de personnes atteintes de multimorbidité, en utilisant les valeurs présentées dans notre article comme cadre d'échantillonnage. Elle pourrait favoriser la participation des patients aux recherches épidémiologiques et aux recherches sur les services de santé pouvant être intégrés à l'élaboration de politiques et à l'établissement des priorités par les ARS.

La collaboration avec les Premières Nations de la C.-B., qui sont exclues de l'ESCC, pourrait améliorer la représentativité des estimations régionales de prévalence de multimorbidité ainsi que la pertinence de toute politique élaborée par les ARS visant à faire face au problème de la multimorbidité. Il pourrait s'agir de collaborer avec l'Autorité sanitaire des Premières Nations de la C.-B. pour assurer la surveillance de la multimorbidité et la recherche connexe, à l'aide de l'Enquête régionale longitudinale sur la santé des Premières Nations (ERS). Conçue par les Premières Nations et menée à l'échelle du Canada, l'ERS fournit des données de grande qualité qui permettent d'évaluer la multimorbidité dans les collectivités des Premières Nations et, potentiellement, d'établir des liens avec les données administratives<sup>43-46</sup>. La multimorbidité pourrait être un prisme à travers lequel on pourrait examiner les difficultés, connues, que pose la coordination des soins chez les peuples des Premières Nations, car un nombre important de membres des Premières Nations, tant dans les réserves qu'hors réserve, sont atteints de multimorbidité et doivent faire face à diverses difficultés<sup>46,47</sup>. Si le ministre de la Santé et les ARS de la C.-B. décident de s'attaquer à la multimorbidité directement par le biais de l'élaboration

de politiques et de programmes, un processus de consultation des Premières Nations serait une composante importante de ce travail. Dans le cas où les Premières Nations en C.-B. accepteraient d'y participer, une consultation pourrait offrir une base plus solide pour l'élaboration de politiques et de programmes répondant de façon légitime aux besoins des membres des Premières Nations atteints de multimorbidité en C.-B. quant aux soins intégrés axés sur le patient.

## Conclusion

Notre étude prouve l'utilité des données d'enquête dans l'estimation de la prévalence de la multimorbidité pour les chercheurs du domaine des services de santé en C.-B. L'ajustement pour les principaux facteurs de risque de multimorbidité a eu un effet sur les estimations de la prévalence mais n'a pas permis de déterminer pourquoi la prévalence estimée de la multimorbidité était significativement plus faible à Vancouver et à Richmond. Des travaux de surveillance et de recherche menés en continu sont nécessaires en C.-B. pour appuyer les praticiens et les décideurs qui cherchent à agir sur la prévalence et sur l'incidence de la multimorbidité ainsi que sur les soins offerts aux personnes atteintes de multimorbidité. L'ESCC constitue une précieuse source de données pour de telles analyses, et elle peut être intégrée à d'autres données d'enquêtes, données administratives ou données de recensement pour dresser un portrait plus complet de la prévalence régionale de la multimorbidité en C.-B. Le nombre élevé de personnes atteintes de multimorbidité en C.-B. justifie l'élaboration de politiques et l'établissement de priorités en matière de multimorbidité pour toutes les ARS et dans l'ensemble de la province.

## Conflits d'intérêts

Aucun.

## Contribution des auteurs et avis

CAB a conçu l'étude, mené l'analyse et rédigé le manuscrit, et assume l'entière responsabilité quant à son contenu.

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

## Références

1. Katikireddi SV, Skivington K, Leyland AH, Hunt K, Mercer SW. The contribution of risk factors to socioeconomic inequalities in multimorbidity across the lifecourse: a longitudinal analysis of the Twenty-07 cohort. *BMC Med* [Internet]. 2017;15(1):152. doi:10.1186/s12916-017-0913-6.
2. Barnett K, Mercer SW, Norbury M, Watt G, Wyke S, Guthrie B. Epidemiology of multimorbidity and implications for health care, research, and medical education: a cross-sectional study. *Lancet*. 2012;380(9836):37-43. doi:10.1016/S0140-6736(12)60240-2.
3. Xu X, Mishra GD, Jones M. Evidence on multimorbidity from definition to intervention: an overview of systematic reviews. *Ageing Res Rev*. 2017;37:53-68. doi:10.1016/j.arr.2017.05.003.
4. Harrison C, Britt H, Miller G, Henderson J. Examining different measures of multimorbidity, using a large prospective cross-sectional study in Australian general practice. *BMJ Open* [Internet]. 2014 [consultation le 3 octobre 2018];4(7):e004694. doi:10.1136/bmjopen-2013-004694.
5. Fortin M, Stewart M, Poitras ME, Almirall J, Maddocks H. A systematic review of prevalence studies on multimorbidity: toward a more uniform methodology. *Ann Fam Med*. 2012;10(2):142-151. doi:10.1370/afm.1337.
6. Thavorn K, Wodchis W, Maxwell C, et al. Economic burden of multimorbidity in Ontario's health care system. *Communication au Health System Performance Research Network Symposium*; 22 oct. 2013; Toronto, Canada.
7. Feely A, Lix LM, Reimer K. Estimation de la prévalence de la multimorbidité au moyen du Système canadien de surveillance des maladies chroniques. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada* 2017;37(7):235-243. doi:10.24095/hpcdp.37.7.02f.
8. British Columbia Ministry of Health. Chronic disease dashboard [Internet]. Vancouver (BC): BC Observatory for Population and Public Health; [consultation le 25 juillet 2019]. En ligne à : <http://www.bccdc.ca/health-professionals/data-reports/chronic-disease-dashboard>

9. Li C, Rasali D, Rose C, Roth D, Kurdi SE, Weatherall K. Introducing a new health indicator for British Columbia: chronic disease multimorbidity. Communication au congrès Public Health Association of BC conference “Simplifying Complexity: Public Health Approaches and Practice in Complex Systems”; 14-15 nov. 2019; Vancouver, Canada.
10. Hamm NC, Pelletier L, Ellison J, et al. Tendances des taux d'incidence des maladies chroniques d'après le Système canadien de surveillance des maladies chroniques. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada 2019;39(6/7):238-247.
11. Fortin M, Haggerty J, Sanche S, Almirall J. Self-reported versus health administrative data: implications for assessing chronic illness burden in populations. A cross-sectional study. *Can Med Assoc J Open*. 2017;5(3): E729-E733. doi:10.9778/cmajo.20170029.
12. Government of British Columbia. *Health Authorities Act* [Internet]. Victoria (BC): Queen's Printer; 1996 [consultation le 15 décembre 2019]. En ligne à : [http://www.bclaws.ca/civix/document/id/complete/statreg/96180\\_01](http://www.bclaws.ca/civix/document/id/complete/statreg/96180_01)
13. Greenwald HP. Management challenges in British Columbia's healthcare system. *J Health Organ Manag*. 2017; 31(4):418-429. doi:10.1108/JHOM-03-2017-0059.
14. BC Stats and BC Ministry of Health. Health boundaries [Internet]. Victoria (BC): Government of British Columbia; [consultation le 24 décembre 2019]. En ligne à : <https://www2.gov.bc.ca/gov/content/data/geographic-data-services/land-use/administrative-boundaries/health-boundaries>
15. Deering KN, Lix LM, Bruce S, Young TK. Chronic diseases and risk factors in Canada's northern populations: longitudinal and geographic comparisons. *Can J Public Health*. 2009; 100(1):14-17.
16. Wister A V, Levasseur M, Griffith LE, Fyffe I. Estimating multiple morbidity disease burden among older persons: a convergent construct validity study to discriminate among six chronic illness measures, CCHS 2008/09. *BMC Geriatr*. 2012;15:12. doi:10.1186/s12877-015-0001-8.
17. Bruce SG, Riediger ND, Lix LM. Maladies chroniques et facteurs de risque chez les membres des Premières Nations, les Inuits et les Métis du Nord canadien. *Maladies chroniques et blessures au Canada* 2014;34(4): 229-237.
18. Sarkar J, Lix LM, Bruce S, Young TK. Ethnic and regional differences in prevalence and correlates of chronic diseases and risk factors in northern Canada. *Prev Chronic Dis* [Internet]. 2010;7(1):A13. En ligne à : <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2811508/>
19. Basham CA, Karim ME. Multimorbidity prevalence in Canada: a comparison of northern territories with provinces, 2013/14. *Int J Circumpolar Health* [Internet]. 2019;78(1):1607703. doi:10.1080/22423982.2019.1607703.
20. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Composante annuelle. Guide de l'utilisateur : fichiers de microdonnées 2014 et 2013-2014. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2015. En ligne à : [http://sda.chass.utoronto.ca/sdaweb/dli2/cchs/cchs2014\\_fr/more\\_doc/ESCC\\_2014\\_2013-2014\\_Guide\\_utilisateur.pdf](http://sda.chass.utoronto.ca/sdaweb/dli2/cchs/cchs2014_fr/more_doc/ESCC_2014_2013-2014_Guide_utilisateur.pdf)
21. Brilleman SL, Salisbury C. Comparing measures of multimorbidity to predict outcomes in primary care: a cross sectional study. *Fam Pract*. 2013;30(2): 172-178. doi:10.1093/fampra/cms060.
22. Booth HP, Prevost AT, Gulliford MC. Impact of body mass index on prevalence of multimorbidity in primary care: cohort study. *Fam Pract*. 2014; 31(1):38-43. doi:10.1093/fampra/cmt061.
23. Schiøtz ML, Stockmarr A, Høst D, Glümer C, Frølich A. Social disparities in the prevalence of multimorbidity—a register-based population study. *BMC Public Health* [Internet]. 2017; 17(1):422. doi:10.1186/s12889-017-4314-8.
24. Roberts KC, Rao DP, Bennett TL, Loukine L, Jayaraman GC. Prévalence et profils de la multimorbidité au Canada et déterminants associés. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2015;35(6):94-101.
25. Rao JN, Scott AJ. On chi-squared tests for multiway contingency tables with cell proportions estimated from survey data. *Ann Statist*. 1984;12(1): 46-60.
26. Best H, Wolf C, Heeringa SG, West BT, Berglund PA. Regression with complex samples. Dans : Best H, Wolf C (dir.). *The SAGE handbook of regression analysis and causal inference*. London (UK): Sage Publications; 2014: 225-248.
27. Sterne JA, White IR, Carlin JB, et al. Multiple imputation for missing data in epidemiological and clinical research: potential and pitfalls. *BMJ*. 2009;338: b2393. doi:10.1136/bmj.b2393.
28. Vang ZM, Sigouin J, Flenon A, Gagnon A. Are immigrants healthier than native-born Canadians? A systematic review of the healthy immigrant effect in Canada. *Ethn Health*. 2017;22(3): 209-241. doi:10.1080/13557858.2016.1246518.
29. McCormack GR, Cabaj J, Orpana H, et al. Examen de la portée sur les associations entre aménagement urbain et santé : les données quantitatives canadiennes. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2019;39(5):206-220. doi: 10.24095/hpcdp.39.5.03f.
30. Prados-Torres A, Calderón-Larrañaga A, Hanco-Saavedra J, Poblador-Plou B, van den Akker M. Multimorbidity patterns: a systematic review. *J Clin Epidemiol*. 2014;67(3):254-266. doi: 10.1016/j.jclinepi.2013.09.021.
31. Han BH, Moore AA, Sherman SE, Palamar JJ. Prevalence and correlates of binge drinking among older adults with multimorbidity. *Drug Alcohol Depend*. 2018;187:48-54. doi:10.1016/j.drugalcdep.2018.01.038.
32. Fortin M, Haggerty J, Almirall J, Bouhali T, Sasseville M, Lemieux M. Lifestyle factors and multimorbidity: a cross sectional study. *BMC Public Health* [Internet]. 2014;14:686. doi: 10.1186/1471-2458-14-686.
33. Lebenbaum M, Zaric GS, Thind A, Sarma S. Trends in obesity and multimorbidity in Canada. *Prev Med (Baltim)*. 2018;116:173-179. doi:10.1016/j.jpmed.2018.08.025.

34. Statistique Canada. Série « Perspective géographique », Recensement de 2016 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2017 [modifié le 18 avril 2019; consultation le 17 mars 2020] [No 98-404-X2016001 au catalogue]. En ligne à : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/as-sa/fogs-spg/Facts-can-fra.cfm?LANG=Fra&GK=CAN&GC=01&TOPIC=1>
35. Young TK, Ng C, Chatwood S. Assessing health care in Canada's North: what can we learn from national and regional surveys? *Int J Circumpolar Health*. 2015;74:28436. doi:10.3402/ijch.v74.28436.
36. Schiøtz ML, Høst D, Frølich A. Involving patients with multimorbidity in service planning: perspectives on continuity and care coordination. *J Comorbidity*. 2016;6(2):95-102. doi:10.15256/joc.2016.6.81.
37. Rijken M, Struckmann V, van der Heide I, et al. How to improve care for people with multimorbidity in Europe? [Internet]. Copenhagen (Denmark): European Observatory on Health Systems and Policies [Policy brief, n° 23]; 2016. 31 p. En ligne à : <http://www.euro.who.int/en/about-us/partners/observatory/publications/policy-briefs-and-summaries/how-to-improve-care-for-people-with-multimorbidity-in-europe>
38. Doessing A, Burau V. Care coordination of multimorbidity: a scoping study. *J Comorbidity*. 2015;5(1):15-28. doi:10.15256/joc.2015.5.39.
39. Struckmann V, Leijten FRM, van Ginneken E, et al. Relevant models and elements of integrated care for multi-morbidity: results of a scoping review. *Health Policy (New York)*. 2018;122(1):23-35. doi:10.1016/j.healthpol.2017.08.008.
40. Poitras ME, Maltais ME, Bestard-Denommé L, Stewart M, Fortin M. What are the effective elements in patient-centered and multimorbidity care? A scoping review. *BMC Health Serv Res*. 2018;18(1):446. doi:10.1186/s12913-018-3213-8.
41. Boye LK, Mogensen CB, Mechlenborg T, Waldorff FB, Andersen PT. Older multimorbid patients' experiences on integration of services: a systematic review. *BMC Health Serv Res*. 2019;19(1):795. doi:10.1186/s12913-019-4644-6.
42. McCormick N, Reimer K, Famouri A, Marra CA, Aviña-Zubieta JA. Filling the gaps in SARDs research: collection and linkage of administrative health data and self-reported survey data for a general population-based cohort of individuals with and without diagnoses of systemic autoimmune rheumatic disease (SARDs) from British Columbia, Canada. *BMJ Open*. 2017;7(6):e013977. doi:10.1136/bmjopen-2016-013977.
43. First Nations Information Governance Centre (FNIGC). National report of the First Nations Regional Health Survey, phase 3, vol. 1. Ottawa (Ont.) : FNIGC; 2018. 174 p. En ligne à : [https://fnigc.ca/sites/default/files/docs/fnigc\\_rhs\\_phase\\_3\\_national\\_report\\_vol\\_1\\_en\\_final\\_sm\\_1.pdf](https://fnigc.ca/sites/default/files/docs/fnigc_rhs_phase_3_national_report_vol_1_en_final_sm_1.pdf)
44. Smylie J, Firestone M. Back to the basics: identifying and addressing underlying challenges in achieving high quality and relevant health statistics for indigenous populations in Canada. *Stat J IAOS*. 2015;31(1):67-87. doi:10.3233/SJI-150864.
45. Pollock NJ, Healey GK, Jong M, Valcour JE, Mulay S. Tracking progress in suicide prevention in Indigenous communities: a challenge for public health surveillance in Canada. *BMC Public Health*. 2018;18(1):1320. doi:10.1186/s12889-018-6224-9.
46. Katz A, Kinew KA, Star L, et al. The health status of and access to health-care by registered First Nation peoples in Manitoba. Winnipeg (MB) : Manitoba Centre for Health Policy; 2019. 224 p. En ligne à : [http://mchp-appserv.cpe.umanitoba.ca/reference//FN\\_Report\\_web.pdf](http://mchp-appserv.cpe.umanitoba.ca/reference//FN_Report_web.pdf)
47. Tompkins JW, Mequanint S, Barre DE, et al. National Survey of Indigenous primary healthcare capacity and delivery models in Canada: the TransFORMATION of IndiGENous PrimAry HEalthcare Delivery (FORGE AHEAD) community profile survey. *BMC Health Serv Res*. 2018;18:828. doi:10.1186/S12913-018-3578-8.