

Rapports sur la santé

Estimation de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée sur la santé au Canada à l'échelle municipale, 2019 et 2020

par Matthew Quick, Monica Duong et Tracey Bushnik

Date de diffusion : le 20 août 2025



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par la ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par la ministre de l'Industrie, 2025

L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Estimation de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée sur la santé au Canada à l'échelle municipale, 2019 et 2020

par Matthew Quick , Monica Duong  et Tracey Bushnik

DOI : <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202500800001-fra>

RÉSUMÉ

Contexte

On dispose de données permettant de mesurer l'espérance de vie (EV) et l'espérance de vie ajustée sur la santé (EVAS) au Canada pour de grandes régions géographiques, comme les provinces, les territoires et les régions sociosanitaires. Or, jusqu'à ce jour, aucune étude ne traitait de l'EV et l'EVAS à l'échelle municipale.

Données et méthodes

Les chiffres de population et le nombre de décès pour la période allant du 1^{er} janvier 2019 au 31 décembre 2020 ont été extraits pour 1 227 subdivisions de recensement (SDR) au Canada. Les SDR sont des municipalités ou des régions considérées comme étant des équivalents municipaux par les gouvernements provinciaux et territoriaux. L'état de santé fonctionnel a été opérationnalisé au moyen de l'indice de l'état de santé Health Utilities Index Mark 3 (HUI3) et obtenu à partir de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2019 et de 2020. Les taux de mortalité dans les SDR et les scores de l'indice HUI3 selon le sexe et le groupe d'âge ont été estimés au moyen de modèles de régression multiniveau et d'une poststratification. L'EV et l'EVAS ont été calculées à l'aide de méthodes de tables de mortalité et comparées avec les données déjà publiées pour un sous-ensemble de SDR. On a décrit la variabilité de l'EV et de l'EVAS en utilisant les caractéristiques relatives à la population, au revenu et à la scolarité.

Résultats

La SDR médiane présentait des estimations de l'EV à la naissance de 84,1 ans pour les femmes et de 79,6 ans pour les hommes. La SDR médiane présentait des estimations de l'EVAS à la naissance de 70,8 ans pour les femmes et de 68,3 ans pour les hommes. Pour les deux mesures, les écarts entre les SDR au 95^e et au 5^e centiles de l'EV étaient d'environ 13 ans pour les femmes et 14 ans pour les hommes. Les différences entre les estimations de l'EV basées sur un modèle et les données publiées étaient généralement inférieures à un an. L'EV et l'EVAS à la naissance étaient positivement corrélées avec la taille de la population et le pourcentage de personnes âgées de 25 à 64 ans ayant suivi des études postsecondaires.

Interprétation

La présente étude permet d'élaborer, de valider et de décrire le premier ensemble d'estimations de l'EV et de l'EVAS pour des municipalités au Canada. Les indicateurs de la santé à l'échelle municipale sont importants pour la recherche et les politiques axées sur la santé des populations locales.

Mots clés

espérance de vie, espérance de vie ajustée sur la santé, municipalités, modélisation multiniveau

AUTEURS

Matthew Quick, Monica Duong et Tracey Bushnik travaillent à la Division de l'analyse et de la modélisation de la santé de Statistique Canada.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- L'espérance de vie (EV) et l'espérance de vie ajustée sur la santé (EVAS) sont des indicateurs courants de la santé de la population.
- On dispose de données sur l'EV au Canada pour les provinces, les territoires et les régions sociosanitaires, mais pas pour de plus petites régions géographiques.
- Étant donné la rareté des données administratives et des données d'enquête pour de plus petites régions, l'estimation des indicateurs de la santé à l'échelle locale est difficile.

Ce qu'apporte l'étude

- La présente étude permet d'élaborer le premier ensemble d'estimations de l'EV et de l'EVAS pour des municipalités au Canada.
- L'écart de l'EV entre les subdivisions de recensement aux 5^e et 95^e centiles est supérieur d'environ 1,5 an pour les hommes par rapport aux femmes.
- L'EV à la naissance et l'EVAS à la naissance sont positivement corrélées avec la taille de la population et le niveau de scolarité.
- Les estimations de l'EV et de l'EVAS correspondent aux données déjà publiées pour un sous-ensemble de municipalités.

L'espérance de vie (EV) mesure le nombre moyen d'années de vie restantes et l'espérance de vie ajustée sur la santé (EVAS) mesure le nombre moyen d'années de vie restantes en bonne santé^{1,2}. L'EV et l'EVAS sont des indicateurs de la santé de la population surveillés par de nombreux organismes internationaux, nationaux et infranationaux de santé publique. Au Canada, les données mesurant l'EV et l'EVAS sont le plus couramment disponibles pour les grandes régions géographiques. Statistique Canada publie des estimations de l'EV à l'échelle nationale, provinciale et territoriale et à l'échelle des régions sociosanitaires, ainsi que des estimations de l'EVAS à l'échelle nationale^{3,4}. De même, des travaux de recherche antérieurs ont permis d'estimer l'EV, l'EVAS ou des mesures connexes (p. ex. l'EV sans incapacité) pour des provinces^{5,6} et des régions sociosanitaires^{7,8}, ainsi que pour des agrégations de villes et de régions ayant des caractéristiques sociales et économiques et des caractéristiques liées au milieu bâti similaires^{1,5,9-11}.

Motivée par la recherche et l'intérêt stratégique à mesurer la santé des populations locales, la production d'indicateurs de la santé pour les sous-régions au Canada et ailleurs suscite un intérêt croissant^{1,12-16}. Toutefois, aucune étude à ce jour ne portait sur l'analyse de l'EV ou de l'EVAS à l'échelle municipale au Canada. L'une des explications possibles du manque de travaux de recherche sur l'analyse de l'EV et de l'EVAS à de plus petits niveaux géographiques est la rareté des données. Pour l'EV, les chiffres de petite population et le nombre de décès dans les strates âge-sexe peuvent donner des taux de mortalité ne reflétant pas les véritables risques de mortalité sous-jacents^{1,14}. Pour l'EVAS, les enquêtes nationales qui permettent habituellement de recueillir des renseignements sur l'état de santé fonctionnel, comme les activités de la vie quotidienne, la douleur et la cognition, peuvent avoir une couverture limitée^{1,17}. Comprendre l'EV et l'EVAS à l'échelle

municipale est important pour deux raisons. Premièrement, les contextes municipaux peuvent influencer l'EV et l'EVAS par l'intermédiaire, par exemple, de caractéristiques en matière de logement¹⁸⁻²⁰, de caractéristiques en matière d'espaces verts et d'utilisation des terres²¹⁻²³, de caractéristiques sociales, économiques et démographiques locales²⁴, et des initiatives d'organismes locaux de soins de santé et de santé publique^{25,26}. Deuxièmement, les données sur l'EV et l'EVAS à l'échelle municipale sont pertinentes pour les administrations publiques, les organismes de santé publique et les chercheurs qui s'intéressent à la planification en matière de santé publique et qui veulent comprendre la façon dont la santé, le bien-être et la qualité de vie varient selon des régions géographiques de plus petite taille au Canada.

Dans la présente étude, on élabore, valide et décrit le premier ensemble d'estimations de l'EV et de l'EVAS pour un grand ensemble de municipalités au Canada. Le premier objectif de l'étude était de modéliser les taux de mortalité selon l'âge et le sexe, les scores d'état de santé fonctionnel, l'EV à la naissance et l'EVAS à la naissance pour un grand ensemble de subdivisions de recensement (SDR) en 2019 et en 2020. Pour traiter les problèmes liés à la rareté des données administratives et des données d'enquête dans de petites régions géographiques, on applique des modèles de régression multiniveau et des méthodes de poststratification qui, selon ce qui a été démontré, fournissent des estimations fiables des quantités au niveau de la population et de petits domaines tirées d'enquêtes sur la santé^{16,17,27-31}. Le deuxième objectif de la présente étude était de valider cet ensemble d'estimations de l'EV et de l'EVAS par rapport à des données déjà publiées. Le troisième objectif consistait à décrire la corrélation entre l'EV, l'EVAS et la proportion d'années de vie en pleine santé à l'échelle municipale et les caractéristiques sociodémographiques locales.

Régions, données et méthodologie de l'étude

L'unité géographique d'analyse de la présente étude était la SDR. Les SDR sont des municipalités ou des régions considérées comme des équivalents municipaux par les gouvernements provinciaux et territoriaux (p. ex. des villes, des établissements, des réserves et des cantons)³². Au total, 5 161 SDR disposaient de données sur la population en 2019 et en 2020, comme l'indique Statistique Canada. Parmi ces SDR, 999 ont été exclues parce qu'elles comptaient moins de 5 000 années-personnes à risque³³ et 2 815 ont été exclues en raison de données manquantes sur la population, de l'absence de décès dans tous les groupes d'âge ou de l'absence de décès dans le dernier groupe d'âge. Dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2019 et de 2020, 1 227 des 1 347 SDR restantes étaient représentées par au moins un répondant ayant des valeurs valides d'état de santé fonctionnel. L'ensemble définitif de 1 227 SDR sélectionnées aux fins d'analyse représentait environ 92 % de la population nationale (69,6 millions de personnes combinées en 2019 et en 2020) et 93 % de tous les décès. La taille moyenne de la population des SDR en 2019 et en 2020 (combinées) était de 56 714, et la fourchette allait de 545 à Fillmore (Saskatchewan) à 5,8 millions à Toronto (Ontario). Parmi les SDR exclues de l'analyse, 25 % ont été classées comme réserves indiennes, 14 %, comme municipalités, 12 %, comme villages et 11 %, comme villes.

Données sur la mortalité et la population

Les données sur la mortalité pour les 1 227 SDR ont été extraites de la Base canadienne de données de l'état civil — Décès du 1^{er} janvier 2019 au 31 décembre 2020 inclusivement. Cette période de deux ans a été choisie pour refléter les données de l'ESCC les plus récentes disponibles qui contiennent les mesures de l'état de santé fonctionnel nécessaires pour calculer l'EVAS. Le nombre de décès sur deux ans a été agrégé selon le sexe, le groupe d'âge et la SDR. À la suite de la publication des tables de mortalité abrégées par Statistique Canada³⁴, 20 groupes d'âge ont été analysés : 0 an, 1 à 4 ans, 5 à 10 ans, 11 à 14 ans, 15 à 19 ans, 20 à 24 ans, 25 à 29 ans, 30 à 34 ans, 35 à 39 ans, 40 à 44 ans, 45 à 49 ans, 50 à 54 ans, 55 à 59 ans, 60 à 64 ans, 65 à 69 ans, 70 à 74 ans, 75 à 79 ans, 80 à 84 ans, 85 à 89 ans et 90 ans et plus. Les chiffres de population sur deux ans selon le sexe, le groupe d'âge et la SDR ont été obtenus auprès de Statistique Canada. Voir l'annexe A pour obtenir des statistiques descriptives des taux de mortalité. En général, les taux de mortalité globaux selon le sexe et le groupe d'âge étaient semblables pour les SDR prises en compte dans l'étude et celles en étant exclues.

Données de l'indice Health Utilities Index Mark 3

L'état de santé fonctionnel a été mesuré à l'aide de l'indice Health Utilities Index Mark 3 (HUI3), selon les données

recueillies dans le cadre de l'ESCC de 2019 et de 2020. L'ESCC est une enquête transversale annuelle menée auprès d'environ 65 000 répondants qui permet de recueillir des renseignements au niveau de la personne liés au statut socioéconomique, à l'état de santé, aux déterminants de la santé et à l'utilisation des soins de santé³⁵. La population cible de l'ESCC est composée de personnes âgées de 12 ans et plus vivant dans les 10 provinces et les trois capitales territoriales. Les personnes vivant dans des réserves et d'autres établissements autochtones, les membres à temps plein des Forces canadiennes, les personnes vivant dans des établissements institutionnels (p. ex. dans des établissements correctionnels, des centres de soins de longue durée et des hôpitaux) et les enfants âgés de 12 à 17 ans vivant en famille d'accueil sont exclus de l'ESCC. L'ESCC est la seule enquête nationale mesurant l'indice HUI3.

Auparavant utilisé pour calculer l'EVAS^{15,36}, l'indice HUI3 est un système de classification mesurant huit dimensions de l'état de santé et de la qualité de vie liée à la santé, soit la vision, l'ouïe, l'élocution, la mobilité, la dextérité, les sentiments, la cognition et la douleur³⁷. Une fonction de score pondérée a été appliquée pour combiner les huit dimensions en un seul score de l'indice HUI3 représentant l'état de santé global³⁷. Les scores de l'indice HUI3 au niveau de la personne pour tous les répondants à l'ESCC (c.-à-d. ceux âgés de 12 ans et plus) variaient de -0,36 à 1, où une valeur inférieure à zéro représente un état de santé pire que la mort, une valeur de zéro représente la mort et une valeur de un ne représente aucun problème de santé fonctionnel³⁷. L'ESCC de 2019 et de 2020 comptait des données complètes de l'indice HUI3 pour 90 220 des 95 523 répondants des 1 227 SDR (94 %), et leurs données ont été conservées aux fins d'analyse. Voir l'annexe B pour obtenir des statistiques descriptives des scores de l'indice HUI3.

Modélisation multiniveau des taux de mortalité dans les subdivisions de recensement

Un modèle de régression binomiale multiniveau a été utilisé pour estimer les taux de mortalité propres au sexe, au groupe d'âge et à la SDR en fonction du nombre de décès et des chiffres de population observés. Plus précisément, les taux de mortalité pour chaque sexe ont été modélisés sur l'échelle logit en fonction d'une ordonnée à l'origine générale et de termes d'effet aléatoire pour les groupes d'âge, les SDR, l'interaction entre les groupes d'âge et les SDR, et les régions sociosanitaires. Le terme d'effet aléatoire représentant les taux de mortalité modélisés pour le groupe d'âge « 0 an » a été établi à zéro aux fins d'identifiabilité du modèle. Les termes d'effet aléatoire du groupe d'âge ont été modélisés séparément pour les femmes et les hommes¹⁴, alors que les termes d'effet aléatoire de la SDR ont pu être corrélés entre les deux sexes. Voir l'annexe C pour obtenir de plus amples renseignements.

Modélisation multiniveau et pondération de poststratification des scores de l'indice Health Utilities Mark 3

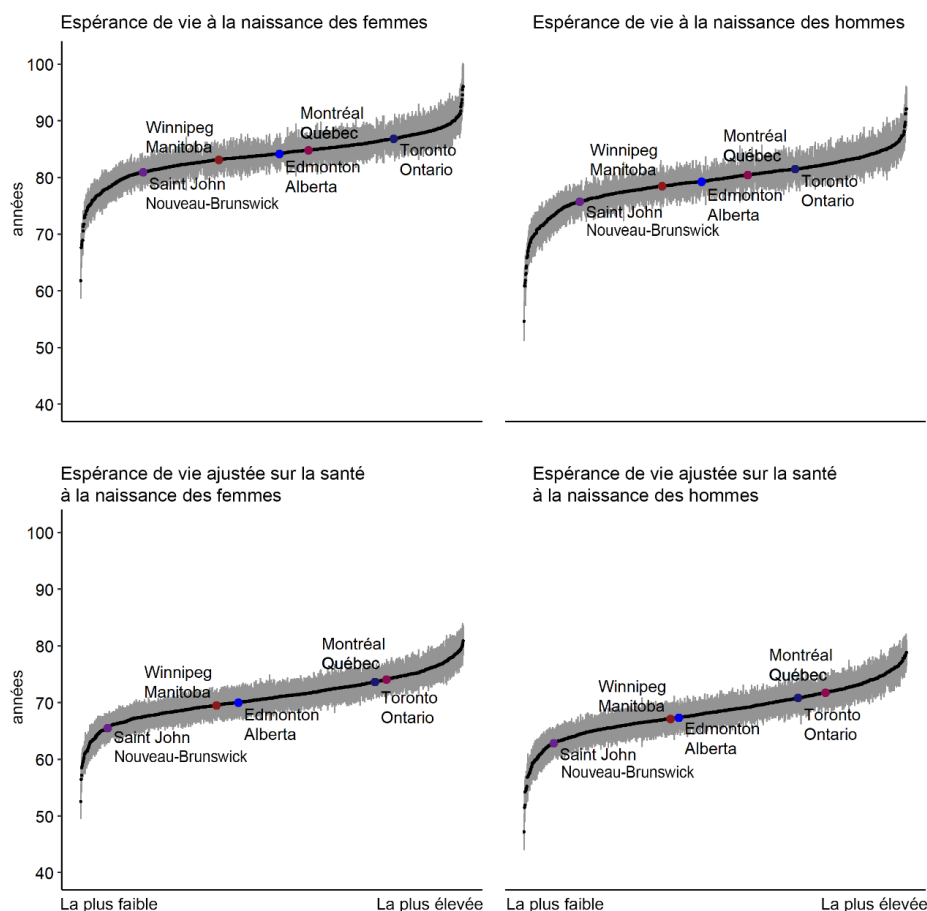
Les scores de l'indice HUI3 propres au sexe, au groupe d'âge et à la SDR ont été estimés à l'aide d'une régression multiniveau et d'une poststratification. Premièrement, les scores de l'indice HUI3 au niveau de la personne ont été modélisés à l'aide d'un modèle de régression multiniveau comprenant une covariable représentant les participants masculins et des termes d'effet aléatoire pour cinq groupes d'âge (12 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 64 ans, 65 à 79 ans et 80 ans et plus²), les interactions entre les deux sexes et les cinq groupes d'âge, et quatre caractéristiques sociodémographiques au niveau de la personne disponibles dans l'ESCC de 2019 et de 2020 et définies de la même façon dans le Recensement de 2016 : le niveau de scolarité (sans diplôme d'études secondaires, diplôme d'études

secondaires, études postsecondaires ou non déclaré), la propriété d'un logement (propriétaire, locataire ou autre), le statut d'immigrant (a immigré il y a cinq ans ou moins, a immigré il y a plus de cinq ans, est né au Canada ou aucune réponse) et l'état matrimonial (marié ou en union libre; veuf, séparé ou divorcé; célibataire; ou ne sait pas, refus ou non déclaré)³⁵. Les catégories aucune réponse, non déclaré et autre ont été prises en compte dans le modèle (p. ex. les termes d'effet aléatoire relatifs au niveau de scolarité comportaient quatre catégories). Des termes d'effet aléatoire ont également été pris en compte pour la SDR, la région sociosanitaire et la province ou le territoire de résidence. Voir l'annexe D pour obtenir de plus amples renseignements.

Deuxièmement, selon les résultats du modèle de régression multiniveau, des scores moyens de l'indice HUI3 ont été prédits pour 662 580 cellules de poststratification définies par la

Figure 1

Classement de l'espérance de vie à la naissance (rangée supérieure) et de l'espérance de vie ajustée sur la santé à la naissance (rangée inférieure) pour les femmes (gauche) et les hommes (droite) dans 1 227 subdivisions de recensement au Canada



Note : Les intervalles d'incertitude à 95 % sont présentés sous forme de lignes verticales grises. Certaines subdivisions de recensement sont mises en évidence.

Sources : Statistique Canada, Base canadienne de données de l'état civil – Décès, données sur la population et Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2019 et de 2020.

classification croisée du sexe, du groupe d'âge, du niveau de scolarité, de la propriété d'un logement, du statut d'immigrant, de l'état matrimonial et de la SDR. Les catégories aucune réponse, non déclaré et autre n'ont pas été prises en compte lors de la création des cellules de poststratification, parce que ces réponses ne sont pas reflétées dans le recensement et qu'il n'existe donc pas de poids correspondant. Les poids de poststratification ont été définis comme la proportion de personnes ayant les mêmes caractéristiques selon le sexe, le groupe d'âge et la SDR dans le Recensement de 2016. Ces poids ont ensuite été appliqués aux scores de l'indice HUI3 dans les 54 strates sexe-groupe d'âge-SDR correspondantes (c.-à-d. 270 strates par sexe dans chaque SDR et 540 strates par SDR)

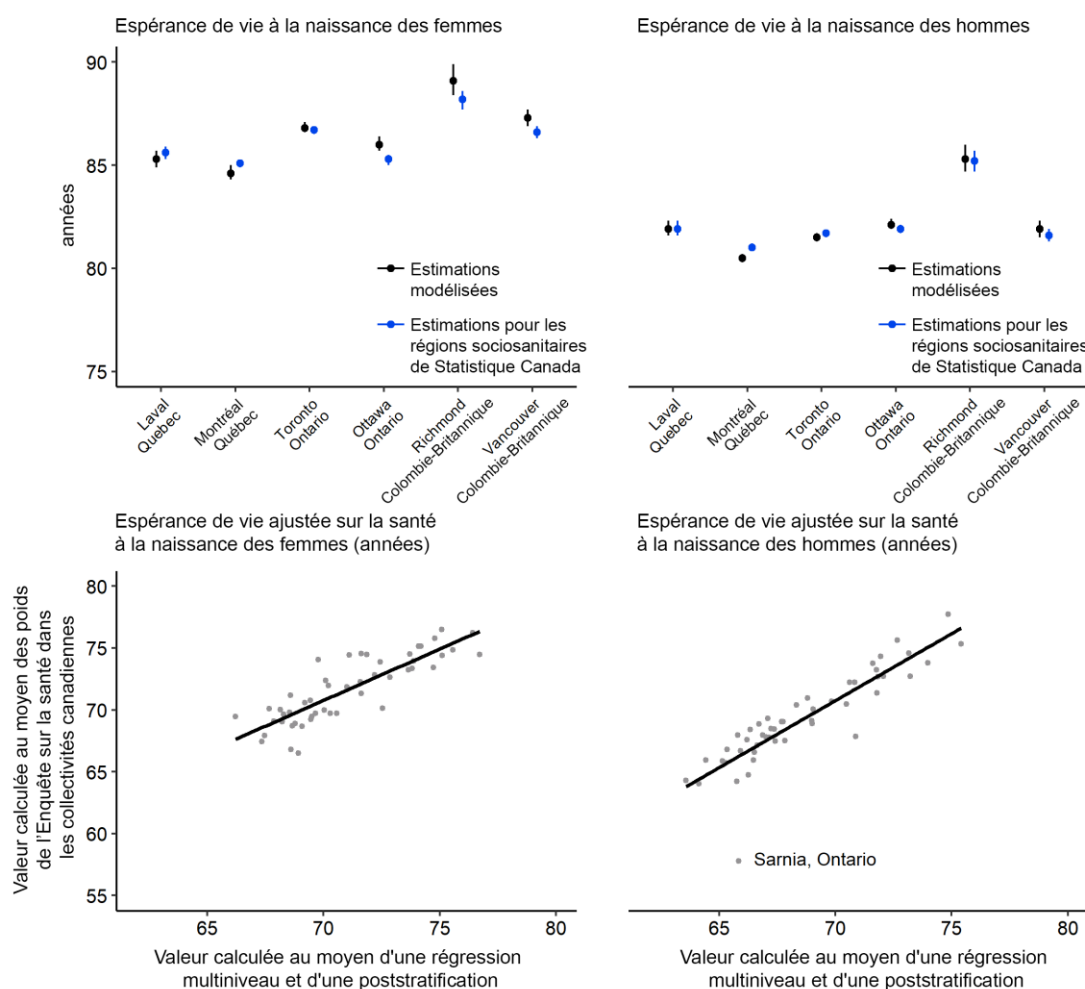
pour produire des scores moyens pondérés globaux de l'indice HUI3 pour chaque sexe et groupe d'âge au niveau de la SDR.

Ajustement des modèles et calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée sur la santé

Les modèles ont été ajustés au cadre statistique bayésien à l'aide du progiciel *brms* (version 2.21.0)³⁸ du logiciel statistique R (version 4.1)³⁹. Le code de modèle est disponible sur demande. Les modèles ont été ajustés à l'aide de deux chaînes; chaque chaîne a été exécutée pour 2 000 itérations. La convergence des modèles a été confirmée par des inspections visuelles de tracés de paramètres et des statistiques $\hat{R}$ proches de un. Les 1 000 premières itérations de chaque chaîne ont été éliminées

Figure 2

Comparaisons de l'espérance de vie à la naissance pour six subdivisions de recensement et régions sociosanitaires semblables sur le plan géographique (rangée supérieure) et comparaisons de l'espérance de vie ajustée sur la santé à la naissance pour 49 subdivisions de recensement calculées à l'aide des poids de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2019 et de 2020 (rangée inférieure)



Sources : Statistique Canada, Base canadienne de données de l'état civil – Décès, données sur la population, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2019 et de 2020, données du recensement et tableau 13-10-0389-01.

pour raison de rodage; les 1 000 itérations restantes ont été conservées pour l'inférence *a posteriori*. Les résultats présentés ci-dessous résument les 2 000 itérations des distributions *a posteriori* au moyen de la moyenne et de l'intervalle de crédibilité (IC) à 95 %. L'IC à 95 % est l'intervalle qui contient la valeur réelle d'un paramètre selon une probabilité de 95 %. Voir les résultats des modèles aux annexes E et F.

Les méthodes des tables de mortalité ont été appliquées aux taux de mortalité modélisés pour calculer les probabilités de décès et l'EV^{40,41}. Pour calculer l'EVAS, les estimations de l'EV et de l'indice HUI3 ont été harmonisées en fonction du sexe, du groupe d'âge et de la SDR. On a supposé que les personnes de moins de 10 ans avaient un état de santé parfait et on leur a attribué des scores de l'indice HUI3 de un¹. Le groupe d'âge représentant les personnes âgées de 10 à 14 ans dans la table de mortalité abrégée s'est vu attribuer le score de l'indice HUI3 du groupe d'âge de 12 à 24 ans. L'EVAS a été calculée à l'aide d'une version modifiée de la méthode de Sullivan⁴², selon laquelle le nombre d'années de vie vécues (calculées dans le cadre de l'EV) a été pondéré par le score de l'indice HUI3 modélisé pour le même sexe, le même groupe d'âge et la même SDR. L'EVAS a ensuite été calculée en divisant la somme des années de vie au-delà d'un groupe d'âge donné par le nombre de survivants dans le même groupe d'âge⁴³. La proportion d'années de vie en pleine santé a été calculée comme le quotient de l'EVAS et de l'EV.

Validation des estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée sur la santé

Les estimations de l'EV et de l'EVAS produites par les méthodes décrites ci-dessus ont été validées de deux façons. Premièrement, l'EV à la naissance a été comparée aux données les plus récentes publiées par Statistique Canada (2015 à 2017) pour les six régions sociosanitaires et les SDR ayant des limites géographiques semblables (voir l'annexe G). La similitude des limites des SDR et des régions sociosanitaires a été déterminée au moyen d'une inspection visuelle. Deuxièmement, les estimations de l'EVAS à la naissance ont été comparées à l'EVAS à la naissance calculée à l'aide des poids d'enquête de l'ESCC pour dériver les scores de l'indice HUI3 propres au sexe, au groupe d'âge et à la SDR pour 49 SDR (voir l'annexe H). Ces 49 SDR comptaient au moins 10 répondants dans chaque groupe d'âge pour les deux sexes, conformément aux lignes directrices en matière de diffusion des données de l'ESCC⁴⁴. Il convient de noter que le sous-ensemble de SDR utilisé pour la validation peut ne pas être représentatif de toutes les SDR dans la présente étude ou au Canada.

Description de l'espérance de vie, de l'espérance de vie ajustée sur la santé et du nombre d'années de vie en pleine santé pour les subdivisions de recensement

Quatre caractéristiques ont été retenues pour examiner la variabilité entre les SDR de l'EV à la naissance, de l'EVAS à la naissance et de la proportion d'années de vie à la naissance en pleine santé, à savoir la taille et la densité de la population, le

revenu moyen après impôt des familles économiques, et le pourcentage de personnes âgées de 25 à 64 ans titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires. La taille et la densité de la population décrivent le gradient urbain-rural de l'EV souvent examiné dans des études antérieures^{11,45}. Le revenu moyen après impôt des familles économiques et le pourcentage de personnes âgées de 25 à 64 ans titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires sont deux caractéristiques socioéconomiques qui, selon ce qui a été démontré, étaient positivement corrélées avec l'EV et l'EVAS^{2,5,46}. Les relations entre les quatre caractéristiques de la SDR ainsi que l'EV, l'EVAS et la proportion d'années de vie en pleine santé ont été quantifiées au moyen du coefficient de corrélation de rang τ de Kendall. Comparativement aux SDR prises en compte dans l'analyse, les SDR exclues enregistraient généralement des chiffres de population, des densités de population, des revenus moyens après impôt et des taux de scolarisation postsecondaire plus faibles.

Résultats

À la figure 1, les 1 227 SDR sont classées en fonction de l'EV à la naissance et de l'EVAS à la naissance. Dans toutes les SDR, la médiane de l'EV à la naissance était de 84,1 ans (IC à 95 % : 83,9 à 84,2) chez les femmes et de 79,6 ans (IC à 95 % : 79,5 à 79,8) chez les hommes. Ces estimations correspondent aux données nationales publiées par Statistique Canada pour 2019 et 2020³. Les SDR les plus susceptibles d'être représentatives de l'EV médian à la naissance étaient les villes d'Edmonton (Alberta) et de Hamilton (Ontario) pour les femmes et les villes de Gatineau (Québec) et de Kitchener (Ontario) pour les hommes. L'EV des femmes était supérieure à celle des hommes dans toutes les SDR, et la différence moyenne était de 4,5 ans (IC à 95 % : 3,0 à 5,9). L'écart en matière d'EV entre les SDR aux 95^e et 5^e centiles était d'environ 12,5 ans (IC à 95 % : 12,0 à 13,1) chez les femmes et 13,9 ans (IC à 95 % : 13,4 à 14,5) chez les hommes. L'écart en matière d'EV entre les SDR aux 75^e et 25^e centiles était d'environ 4,3 ans (IC à 95 % : 4,1 à 4,5) pour les femmes et 4,8 ans (IC à 95 % : 4,6 à 5,1) pour les hommes.

En ce qui concerne l'EVAS, les estimations médianes étaient de 70,8 ans (IC à 95 % : 70,6 à 71,1) chez les femmes et de 68,3 ans (IC à 95 % : 68,1 à 68,6) chez les hommes dans l'ensemble de SDR dont il est question. Statistique Canada a déclaré une EVAS de 69,7 ans de 2015 à 2017 pour les femmes et les hommes combinés à l'échelle nationale⁴. Pour les femmes, les SDR les plus susceptibles d'être représentatives de la médiane étaient les villes de Maple Ridge et d'Abbotsford (Colombie-Britannique). Pour les hommes, les SDR les plus susceptibles d'être représentatives de la médiane étaient le comté de Norfolk et la municipalité de Lakeshore (Ontario). Comme pour l'EV, l'EVAS des femmes était supérieure à celle des hommes dans toutes les SDR, et la différence moyenne était d'environ 2,5 ans (IC à 95 % : 1,3 à 3,8). L'écart de l'EVAS entre les SDR aux 5^e et 95^e centiles était d'environ 13,0 ans (IC

à 95 % : 12,4 à 13,5) pour les femmes et 13,9 ans (IC à 95 % : 13,4 à 14,5) pour les hommes. L'écart de l'EVAS entre les SDR aux 25^e et 75^e centiles était d'environ 5,2 ans (IC à 95 % : 4,9 à 5,5) pour les femmes et 5,6 ans (IC à 95 % : 5,3 à 5,9) pour les hommes. En général, les SDR ayant une EV plus élevée à la naissance enregistraient également une EVAS plus élevée à la naissance (le coefficient de corrélation de rang τ de Kendall était de 0,64 pour les femmes et de 0,70 pour les hommes).

Validation des estimations de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour les subdivisions de recensement

À la figure 2, on compare un sous-ensemble d'estimations au niveau de la SDR de l'EV et de l'EVAS à la naissance tirées de la présente étude aux données sur l'EV déjà publiées pour les régions sociosanitaires et aux estimations de l'EVAS calculées à l'aide des poids d'enquête de l'ESCC de 2019 et de 2020. Pour l'EV à la naissance, la différence moyenne absolue était de 0,28 an pour les femmes et de 0,01 an pour les hommes. L'écart entre les deux ensembles d'estimations de l'EV à la naissance des femmes et des hommes était, respectivement, de moins d'un an et de moins de 0,5 an dans les six SDR. Une différence notable dans l'EV à la naissance a été observée chez les femmes à Ottawa; l'EV de la circonscription sanitaire de la ville d'Ottawa était de 85,3 ans (IC à 95 % : 85,0 à 85,5), comparativement à 86,0 ans (IC à 95 % : 85,7 à 86,4) dans la SDR. Les différences moyennes absolues de l'EV à l'âge de 65 ans (données non présentées) étaient de 0,5 an pour les femmes et de 0,4 an pour les hommes; l'écart entre les deux ensembles d'estimations était de moins d'un an pour les six SDR.

Pour l'EVAS à la naissance, les deux ensembles d'estimations étaient positivement corrélés (r de Pearson = 0,85 pour les femmes et 0,89 pour les hommes) et présentaient des différences moyennes absolues de 1,2 an pour les femmes et de 1,3 an pour les hommes. La plus grande différence dans l'EVAS à la naissance concernait les hommes de Sarnia (Ontario); l'estimation était de 65,8 ans dans la présente étude,

comparativement à 57,8 ans selon les poids d'enquête de l'ESCC. L'écart entre les deux ensembles d'estimations de l'EVAS à la naissance chez les femmes et les hommes était, respectivement, de moins de 4,3 ans et de moins de 3,0 ans pour l'ensemble de 49 SDR (à l'exclusion de Sarnia, en Ontario). La différence moyenne absolue entre les deux ensembles d'estimations de l'EVAS à l'âge de 65 ans (données non présentées) était de 0,7 an pour les femmes et les hommes; l'écart entre les deux ensembles d'estimations était de moins de 3,5 ans pour les femmes et de moins de 2,3 ans pour les hommes pour les 49 SDR.

Espérance de vie, espérance de vie ajustée sur la santé et caractéristiques des subdivisions de recensement

Le tableau 1 montre les coefficients de corrélation de rang τ de Kendall entre l'EV, l'EVAS et la proportion d'années de vie en pleine santé à la naissance et les quatre caractéristiques de la SDR. Les trois mesures d'EV pour les femmes et les hommes étaient positivement corrélées avec la proportion de personnes âgées de 25 à 64 ans ayant suivi des études postsecondaires. L'EV et l'EVAS étaient positivement corrélées avec la taille de la population et le revenu moyen après impôt des familles économiques, mais elles étaient négativement corrélées avec la proportion d'années de vie en pleine santé. La densité de population présentait les corrélations les plus faibles avec l'EV et l'EVAS.

Discussion

La présente étude a permis d'élaborer, de valider et de décrire le premier ensemble d'estimations de l'EV et de l'EVAS à l'échelle municipale au Canada. Même si l'EV et l'EVAS sont des indicateurs de la santé communs suivis par de nombreux organismes internationaux, nationaux et infranationaux, aucune étude antérieure n'avait permis de produire des estimations de l'EV et de l'EVAS pour les villes canadiennes ou les secteurs administratifs équivalents. À la suite d'études antérieures dans des contextes internationaux où l'on analyse les indicateurs de

Tableau 1

Coefficients de corrélation de rang τ de Kendall entre l'espérance de vie à la naissance, l'espérance de vie ajustée sur la santé à la naissance et la proportion d'années de vie en pleine santé à la naissance et quatre caractéristiques des subdivisions de recensement

	Espérance de vie à la naissance		Espérance de vie ajustée sur la santé à la naissance		Proportion d'années de vie en pleine santé	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Taille de la population	0,12 *	0,12 *	0,10 *	0,11 *	-0,02	0,00
Densité de population (nombre de personnes par km ²)	-0,04	-0,04 *	0,01	0,01	0,06 *	0,10 *
Revenu moyen après impôt des familles économiques (\$)	0,11 *	0,11 *	0,03	0,04	-0,07 *	-0,07 *
Personnes âgées de 25 à 64 ans ayant fait des études postsecondaires (%)	0,24 *	0,27 *	0,35 *	0,36 *	0,32 *	0,34 *

* valeur significativement différente de 0 ($p < 0,05$)

Sources : Statistique Canada, Base canadienne de données de l'état civil – Décès, données sur la population, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2019 et de 2020, et données du recensement.

la santé pour de petits domaines et des contextes où les données sont rares^{16,17,30,31}, une combinaison de modèles multiniveau et de méthodes de poststratification a été appliquée dans la présente étude pour produire des taux de mortalité, des scores de l'indice HUI3 et des estimations de l'EV et de l'EVAS stables selon le sexe, le groupe d'âge et la SDR.

Pour comparer les estimations de l'EV et de l'EVAS produites dans le cadre de la présente étude à des données publiées auparavant, l'EV à la naissance a été validée par rapport aux données de 2015 à 2017 pour six régions sociosanitaires géographiquement semblables, et l'EVAS à la naissance a été validée par rapport à l'EVAS à la naissance calculée à l'aide des poids d'enquête de l'ESCC. Dans l'ensemble, les estimations de l'EV et de l'EVAS dérivées des taux de mortalité et des scores de l'indice HUI3 modélisés étaient semblables aux données de validation. Toutefois, les deux ensembles d'estimations de l'EVAS présentaient des différences beaucoup plus importantes que les estimations de l'EV. Cela est probablement attribuable à l'incertitude découlant de l'utilisation de données d'enquête nationales pour l'estimation sur petits domaines. À titre d'illustration, on note une différence de huit ans entre les estimations de l'EVAS à la naissance fondées sur le modèle et celles fondées sur les poids d'enquête pour les hommes de Sarnia (Ontario). Cet écart peut s'expliquer par les scores de l'indice HUI3 pour les hommes âgés de 25 à 44 ans; les poids de l'ESCC indiquent un score au niveau de la SDR de 0,53 pour cette strate, comparativement à un score de 0,85 à l'aide des méthodes de régression multiniveau et de poststratification. À titre de référence, le score moyen de l'indice HUI3 pour les hommes âgés de 25 à 44 ans dans le sous-ensemble de 49 SDR utilisé pour la validation de l'EVAS à la naissance était de 0,88 à l'aide des poids d'enquête de l'ESCC ainsi que de la régression multiniveau et de la poststratification.

Les estimations de l'EV et de l'EVAS au niveau de la SDR produites dans le cadre de la présente étude peuvent être pertinentes pour les administrations publiques, les organismes de santé publique et les chercheurs souhaitant comprendre la santé, le bien-être et la qualité de vie au Canada. L'étude ne fournit qu'un bref examen des façons dont ces données au niveau des SDR peuvent faire progresser les connaissances sur la variation de l'EV et de l'EVAS entre ces régions géographiques locales et les raisons de cette variation. Par exemple, la présente étude montre que les écarts en matière d'EV entre les SDR étaient plus grands chez les hommes que chez les femmes; en comparant les SDR des 95^e et 5^e centiles et les SDR des 75^e et 25^e centiles, on révèle dans l'étude que les écarts pour l'EV des hommes étaient, respectivement, supérieurs de 1,3 an (IC à 95 % : 0,7 à 1,9) et de 0,6 an (IC à 95 % : 0,3 à 0,8) aux écarts pour l'EV des femmes. Des constatations semblables ont été observées pour des régions ou des sous-régions en Angleterre¹⁴, aux États-Unis⁴⁷ et au Québec (Canada)⁵. Elles peuvent indiquer des caractéristiques associées seulement à la mortalité chez les hommes (p. ex. les possibilités d'emploi dans les SDR et les risques professionnels correspondants⁴⁸). De même, les analyses de corrélation

donnent à penser que le fait d'avoir suivi des études postsecondaires présente les corrélations positives les plus fortes avec l'EV, l'EVAS et la proportion d'années de vie en pleine santé à la naissance, et que ces corrélations sont plus élevées chez les hommes que chez les femmes. Ce constat reflète des études antérieures illustrant l'importance de la scolarité et des conditions socioéconomiques connexes pour expliquer la variabilité de ces trois indicateurs de la santé dans des contextes canadiens² et internationaux⁴⁶.

Points forts, limites et études futures

Les points forts de la présente étude étaient l'utilisation de données administratives et de données d'enquête détaillées et de grande qualité, d'une mesure validée de l'état de santé fonctionnel et de méthodes de modélisation statistique qui, selon ce qui a été démontré, permettent de produire des estimations fiables de quantités au niveau de la population et de petits domaines à partir d'enquêtes nationales sur la santé. Malgré la rareté des sources de données pour valider des estimations au niveau de la SDR, un point fort supplémentaire de la présente étude est la comparaison des estimations de l'EV avec des données déjà publiées et des estimations de l'EVAS avec les résultats d'une autre approche analytique.

Premièrement, une limite de la présente étude est que la base de sondage de l'ESCC de 2019 et de 2020 exclut les personnes vivant en établissement institutionnel; par conséquent, les estimations de l'EVAS élaborées dans l'étude pourraient être plus élevées que les valeurs réelles, en particulier dans les SDR comptant de grands hôpitaux ou des établissements correctionnels³⁶. Dans de futures études, on pourrait envisager d'analyser l'EVAS pour des sous-régions à l'aide de données de l'ESCC et sur les personnes vivant en établissement institutionnel. Deuxièmement, la présente étude ne fournit pas d'estimations de l'EV et de l'EVAS pour toutes les SDR au Canada en raison de petites tailles de population et de la couverture limitée de l'ESCC en 2019 et en 2020. L'agrégation d'années supplémentaires permettrait de prendre en compte davantage de SDR, mais entraînerait une remise en question de l'inférence temporelle et obscurcirait les tendances chronologiques. Troisièmement, la présente étude ne tient pas compte de la variabilité des scores de l'indice HUI3 au sein des groupes d'âge ou de caractéristiques associées aux scores de l'indice HUI3 non prises en compte dans le recensement, comme les comportements influant sur la santé³⁶. De futurs travaux de recherche pourraient porter sur l'élaboration d'approches de modélisation intégrant d'autres sources de données ou les structures de corrélation entre des catégories plus précises^{49,50}.

De futures études pourraient également permettre d'examiner les associations entre l'EV, l'EVAS et la proportion d'années de vie en pleine santé au niveau de la SDR et plusieurs caractéristiques sociodémographiques et économiques et plusieurs caractéristiques liées à l'environnement bâti, afin de mieux comprendre la variation de ces mesures à l'échelle du Canada et les raisons qui l'expliquent. Pour faire progresser davantage l'utilisation des enquêtes nationales sur la santé afin

de mesurer la santé de la population locale, il pourrait être utile d'examiner les seuils de population pour lesquels l'EV et l'EVAS peuvent être estimées de façon fiable, ainsi que des comparaisons méthodologiques entre l'approche élaborée dans la présente étude et les estimations produites à l'aide de méthodes au niveau du domaine (p. ex. les modèles Fay-Herriot) déjà appliquées pour créer des indicateurs de la santé sur petits domaines à l'aide des données de l'ESCC^{51,52}. Enfin, des analyses des tendances spatio-temporelles de l'EV, de

l'EVAS et d'autres indicateurs de la santé globalement et propres au sexe au niveau de la SDR pourraient aider à comprendre l'évolution de la santé des populations locales au fil du temps et les répercussions des caractéristiques sociodémographiques, des politiques et des situations d'urgence en matière de santé publique propres au lieu et au moment (p. ex. la pandémie de COVID-19 ou les crises de surdoses de drogues).

Annexe A

Statistiques descriptives des taux de mortalité (pour 1 000 habitants) dans 1 227 subdivisions de recensement et pourcentage de subdivisions de recensement sans décès en 2019 et en 2020

Groupe d'âge	Femmes			Hommes		
	Taux de mortalité (pour 1 000 habitants)			Taux de mortalité (pour 1 000 habitants)		
	moyenne	écart-type	SDR sans décès pourcentage	moyenne	écart-type	SDR sans décès pourcentage
Moins de 1 an	4,84	20,13	71,56	5,44	15,26	66,91
1 à 4 ans	0,16	1,11	91,85	0,19	1,16	90,55
5 à 9 ans	0,06	0,68	93,73	0,09	0,60	92,50
10 à 14 ans	0,10	0,72	93,00	0,15	0,90	90,22
15 à 19 ans	0,34	1,47	83,13	0,61	1,81	74,74
20 à 24 ans	0,50	2,06	79,06	1,08	2,81	63,49
25 à 29 ans	0,56	2,43	76,12	1,68	3,97	57,38
30 à 34 ans	0,63	1,95	72,21	1,51	3,35	56,64
35 à 39 ans	0,96	2,42	65,28	1,77	3,57	52,89
40 à 44 ans	1,12	2,78	61,45	2,22	3,99	47,60
45 à 49 ans	1,77	3,07	50,53	2,99	4,90	38,79
50 à 54 ans	2,93	4,63	36,02	4,36	5,33	26,08
55 à 59 ans	4,32	4,52	20,70	6,77	6,63	12,14
60 à 64 ans	6,68	6,05	13,20	10,45	8,96	6,76
65 à 69 ans	10,13	8,38	8,07	16,24	14,17	3,50
70 à 74 ans	16,43	12,22	5,46	24,68	15,92	2,77
75 à 79 ans	27,85	18,25	3,75	41,11	35,35	2,69
80 à 84 ans	51,40	44,08	3,91	71,88	54,40	2,12
85 à 89 ans	95,47	75,65	4,40	134,00	94,91	2,04
90 ans et plus	234,92	157,64	0,00	277,56	187,57	0,00

Note : SDR = subdivision de recensement.

Sources : Statistique Canada, Base canadienne de données de l'état civil – Décès et données sur la population, 2019 et 2020.

Annexe B

Statistiques descriptives des scores de l'indice Health Utilities Index Mark 3 dans 1 227 subdivisions de recensement et pourcentage de subdivisions de recensement ne comptant aucun répondant pour qui des données sur l'indice Health Utilities Index Mark 3 sont comprises dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2019 et de 2020

Groupe d'âge	Femmes			Hommes		
	Score de l'indice HUI3			Score de l'indice HUI3		
	moyenne	écart-type	SDR sans répondant pourcentage	moyenne	écart-type	SDR sans répondant pourcentage
12 à 24 ans	0,86	0,20	67,73	0,88	0,17	67,56
25 à 64 ans	0,87	0,19	73,26	0,89	0,18	68,38
45 à 64 ans	0,82	0,23	79,14	0,84	0,22	77,26
65 à 79 ans	0,81	0,23	84,52	0,83	0,22	62,56
80 ans et plus	0,70	0,28	61,94	0,73	0,28	53,38

Notes : HUI3 = Health Utilities Index Mark 3; SDR = subdivision de recensement.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2019 et 2020.

Annexe C

Renseignements supplémentaires concernant la modélisation multiniveau des taux de mortalité

On a supposé que le nombre de décès pour le sexe i (= hommes, femmes), le groupe d'âge j ($= 1, \dots, 20$) et la subdivision de recensement k ($= 1, \dots, 1\,227$) suivait une vraisemblance binomiale conditionnelle à des taux de mortalité inconnus p_{ijk} et à des chiffres de population connus n_{ijk} : $y_{ijk} \sim \text{binomiale}(p_{ijk}, n_{ijk})$. Comme le modèle 1 le décrit, les taux de mortalité selon le sexe ont été modélisés (sur l'échelle logit) en fonction d'une ordonnée à l'origine globale (α_i) et de quatre ensembles de termes d'effet aléatoire représentant la variation des taux de mortalité entre les groupes d'âge (λ_{ij}), les subdivisions de recensement (γ_{ik}), les régions sociosanitaires ($\theta_{ir[k]}$ pour la subdivision de recensement k emboîtée dans la région sociosanitaire $r = 1, \dots, 99$), et l'interaction entre les groupes d'âge et les subdivisions de recensement (ξ_{ijk}). À la suite d'études antérieures ayant permis d'observer différentes tendances de mortalité selon l'âge chez les femmes et les hommes¹, les λ_{ij} ont été modélisés séparément, tandis que l'on a permis la corrélation des γ_{ik} entre les femmes et les hommes. Des distributions *a priori* normales ayant des moyennes de moins cinq et des écarts-types de trois ont été attribuées aux α_i . Cela correspond à une hypothèse *a priori* selon laquelle les taux de mortalité moyens globaux (pour tous les groupes d'âge et toutes les subdivisions de recensement) étaient d'environ 0,007 pour 100. Des distributions *a priori* normales ont été attribuées aux termes d'effet aléatoire λ_{ij} , γ_{ik} , $\theta_{ir[k]}$, et ξ_{ijk} selon le sexe et avaient des moyennes de zéro et des écarts-types inconnus de σ_{λ_i} , σ_{γ_i} , σ_{θ_i} , et σ_{ξ_i} , respectivement. Des distributions *a priori* positives demi-normales ayant des moyennes de zéro et des écarts-types de un ont été attribuées aux écarts-types².

$$\text{logit}(p_{ijk}) = \alpha_i + \lambda_{ij} + \gamma_{ik} + \theta_{ir[k]} + \xi_{ijk} \quad (1)$$

Annexe D

Renseignements supplémentaires concernant la modélisation multiniveau des scores de l'indice Health Utilities Index Mark 3

On a supposé que le score de l'indice Health Utilities Index Mark 3 pour la personne s suivait une distribution normale de moyenne μ_s et d'écart-type global σ . Les μ_s ont été modélisées en fonction d'une ordonnée à l'origine globale (α), d'une covariable représentant les répondants masculins (β) et de termes d'effet aléatoire pour les groupes d'âge (λ_a), l'interaction entre le sexe et le groupe d'âge (κ_{xa}), le niveau de scolarité (ξ_e), l'état matrimonial (ν_m), la propriété du logement (ω_h), le statut d'immigrant (ν_i), la subdivision de recensement (γ_k), la région sociosanitaire (θ_r) ainsi que la province ou le territoire de résidence (η_p) (équation 2). Une distribution *a priori* normale ayant une moyenne de zéro et un écart-type de un a été attribuée au coefficient. Une distribution *a priori* normale ayant une moyenne de zéro et un écart-type inconnu a été attribuée à chacun des termes d'effet aléatoire : σ_λ pour les groupes d'âge, σ_κ pour l'intersection du sexe et du groupe d'âge, σ_ξ pour le niveau de scolarité, σ_ν pour l'état matrimonial, σ_ω pour la propriété du logement, σ_ν pour le statut d'immigrant, σ_γ pour les subdivisions de recensement, σ_θ pour les régions sociosanitaires et σ_η pour les provinces et territoires. Des distributions *a priori* positives demi-normales ayant des moyennes de zéro et des écarts-types de un ont été attribuées aux écarts-types².

$$\mu_s = \alpha + \beta \cdot \text{male}_s + \lambda_a + \kappa_{xa} + \xi_e + \nu_m + \omega_h + \nu_i + \gamma_k + \theta_r + \eta_p \quad (2)$$

Annexe E

Résultats du modèle du taux de mortalité décrit à l'annexe C

	Femmes				Hommes			
	moyenne <i>a posteriori</i>	2,5 ^e centile	97,5 ^e centile	R	moyenne <i>a posteriori</i>	2,5 ^e centile	97,5 ^e centile	R
Ordonnée à l'origine (= $\exp(\alpha_i) / (1 + \exp(\alpha_i))$)	0,004	0,003	0,004	1,00	0,005	0,004	0,005	1,00
Écart-type des termes d'effet aléatoire								
Groupe d'âge (σ_{λ_i})	2,22	1,74	2,88	1,01	2,19	1,66	2,87	1,00
Subdivision de recensement (σ_{γ_i})	0,37	0,36	0,39	1,00	0,38	0,36	0,40	1,00
Groupe d'âge-subdivision de recensement (σ_{γ_i})	0,21	0,20	0,22	1,01	0,19	0,18	0,19	1,00
Région sociosanitaire (σ_{θ_i})	0,01	0,00	0,04	1,00	0,04	0,03	0,05	1,01
Corrélation entre $\sigma_{\gamma_{femmes}}$ et $\sigma_{\gamma_{hommes}}$	0,99	0,99	1,00	1,00	0,99	0,99	1,00	1,00

Sources : Statistique Canada, Base canadienne de données de l'état civil – Décès et données sur la population.

Annexe F

Résultats du modèle de l'indice Health Utilities Index Mark 3 décrit à l'annexe D

Terme du modèle	Moyenne <i>a posteriori</i>	2,5 ^e centile	97,5 ^e centile	R
Ordonnée à l'origine (α)	0,78	0,62	0,96	1,00
Coefficient pour les répondants de sexe masculin (β)	0,01	0,00	0,02	1,01
Écart-type global (σ)	0,22	0,21	0,22	1,00
Écarts-types des termes d'effet aléatoire				
Groupe d'âge (σ_a)	0,09	0,04	0,24	1,00
Sexe-groupe d'âge (σ_{av})	0,01	0,01	0,02	1,00
Niveau de scolarité (σ_e)	0,04	0,01	0,15	1,00
État matrimonial (σ_v)	0,03	0,01	0,11	1,00
Propriété du logement (σ_w)	0,08	0,02	0,27	1,00
Statut d'immigrant (σ_u)	0,04	0,01	0,15	1,00
Subdivision de recensement (σ_v)	0,01	0,00	0,01	1,00
Région sociosanitaire (σ_θ)	0,01	0,01	0,01	1,00
Province (σ_π)	0,02	0,01	0,04	1,00

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2019 et 2020.

Annexe G

Six subdivisions de recensement et régions sociosanitaires ayant des limites géographiques semblables

Subdivision de recensement	Région sociosanitaire
Toronto (Ontario)	Circonscription sanitaire de la cité de Toronto
Hamilton (Ontario)	Circonscription sanitaire de la cité de Hamilton
Ottawa (Ontario)	Circonscription sanitaire de la ville d'Ottawa
Richmond (Colombie-Britannique)	Richmond Health Service Delivery Area
Vancouver (Colombie-Britannique)	Vancouver Health Service Delivery Area
Laval (Québec)	Région de Laval
Montréal (Québec)	Région de Montréal

Annexe H

Au total, ces 49 subdivisions de recensement respectaient les lignes directrices en matière de diffusion

Abbotsford (Colombie-Britannique)	Brandon (Manitoba)
Burlington (Ontario)	Calgary (Alberta)
Cap-Breton (Nouvelle-Écosse)	Charlottetown (Île-du-Prince-Édouard)
Chatham-Kent (Ontario)	Edmonton (Alberta)
Fredericton (Nouveau-Brunswick)	Gatineau (Québec)
Grand Sudbury (Ontario)	Halifax (Nouvelle-Écosse)
Hamilton (Ontario)	Kamloops (Colombie-Britannique)
Kelowna (Colombie-Britannique)	Kingston (Ontario)
Laval (Québec)	Lethbridge (Alberta)
London (Ontario)	Markham (Ontario)
Medicine Hat (Alberta)	Mississauga (Ontario)
Moncton (Nouveau-Brunswick)	Montréal (Québec)
Moose Jaw (Saskatchewan)	Nanaimo (Colombie-Britannique)
Comté de Norfolk (Ontario)	Oakville (Ontario)
Ottawa (Ontario)	Peterborough (Ontario)
Prince George (Colombie-Britannique)	Québec (Québec)
Red Deer (Alberta)	Regina (Saskatchewan)
Richmond (Colombie-Britannique)	Saguenay (Québec)
Sarnia (Ontario)	Saskatoon (Saskatchewan)
Sherbrooke (Québec)	St. Catharines (Ontario)
St. John's (Terre-Neuve-et-Labrador)	Comté de Strathcona (Alberta)
Surrey (Colombie-Britannique)	Thunder Bay (Ontario)
Toronto (Ontario)	Trois-Rivières (Québec)
Vancouver (Colombie-Britannique)	Windsor (Ontario)
Winnipeg (Manitoba)	

Références

- Jonker, M.F., P.D. Congdon, F.J. van Lenthe et coll. Small-area health comparisons using health-adjusted life expectancies: A Bayesian random-effects approach. *Health & Place*, 2013. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2013.04.003>.
- Bushnik, T., M. Tjepkema et L. Martel. Disparités socioéconomiques en matière d'espérance de vie et d'espérance de vie en santé au sein de la population à domicile au Canada. *Rapports sur la santé*, 2020. DOI : <https://doi.org/10.25318/82-003-x202000100001-fra>.
- Statistique Canada. Tableau 13-10-0837-01 Espérance de vie et autres éléments de la table complète de mortalité, estimations sur un an, Canada, toutes les provinces sauf l'Île-du-Prince-Édouard. (2024, consulté le 12 février 2025) DOI : <https://doi.org/10.25318/1310083701-fra>.
- Statistique Canada. *Indicateur de la qualité de vie : Espérance de vie ajustée sur la santé*. Disponible au lien suivant : <https://www160.statcan.gc.ca/health-sante/expectancy-espérance-fra.htm> (2024, consulté le 12 février 2025).
- Auger, N., C. Alix, G. Zang et coll. Sex, age, deprivation and patterns in life expectancy in Quebec, Canada: a population-based study. *BMC Public Health*, 2010. DOI : <https://doi.org/10.1186/1471-2458-10-161>.
- Manuel, D.G. et S.E. Schultz. Health-related quality of life and health-adjusted life expectancy of people with diabetes in Ontario, Canada, 1996–1997. *Diabetes Care*, 2004. DOI : <https://doi.org/10.2337/diacare.27.2.407>.
- Mayer, F., N. Ross, J. Berthelot et coll. Espérance de vie sans incapacité selon la région socio-sanitaire. *Rapports sur la santé*, 2002.
- Manuel, D.G., V. Goel, J.I. Williams et coll. Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario. *Maladies chroniques au Canada*, 2000.
- Steensma, C., L. Loukine et B.C. Choi. Portrait de la compression et de l'expansion de la morbidité au Canada : évolution de l'espérance de vie et de l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé, 1994-2010. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*, 2017. DOI : <https://doi.org/10.24095/hpcdp.37.3.02f>.
- Terashima, M., J. Read Guemsey et P. Andreou. What type of rural? Assessing the variations in life expectancy at birth at small area-level for a small population province using classes of locally defined settlement types. *BMC Public Health*, 2014. DOI : <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-162>.
- Pampalon, R., D. Hamel et P. Gamache. Health inequalities in urban and rural Canada: comparing inequalities in survival according to an individual and area-based deprivation index. *Health & Place*, 2010. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2009.11.012>.
- Arias, E., L.A. Escobedo, J. Kennedy et coll. U.S. Small-area Life Expectancy Estimates Project: Methodology and Results Summary. *Vital and Health Statistics*, 2018; série 2, n° 181.
- Quick, H., D. Terloyeva, Y. Wu et coll. Trends in Tract-Level Prevalence of Obesity in Philadelphia by Race-Ethnicity, Space, and Time. *Epidemiology*, 2020. DOI : <https://doi.org/10.1097/EDE.0000000000001118>.
- Rashid, T., J.E. Bennett, C.J. Paciorek et coll. Life expectancy and risk of death in 6791 communities in England from 2002 to 2019: high-resolution spatiotemporal analysis of civil registration data. *The Lancet Public Health*, 2021. DOI : [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(21\)00205-X](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(21)00205-X).
- Wolfson, M., D. Chapman, J.H. Lee et coll. Ampleur et corrélations socioéconomiques des variations de l'espérance de vie sur de petits domaines au Canada et aux États-Unis. *Rapports sur la santé*, 2024. DOI : <https://doi.org/10.25318/82-003-x202400800001-fra>.
- Wang, Y., J.B. Holt, F. Xu et coll. Using 3 Health Surveys to Compare Multilevel Models for Small Area Estimation for Chronic Diseases and Health Behaviors. *Preventing Chronic Disease*, 2018. DOI : <https://doi.org/10.5888/pcd15.180313>.
- Wang, Y., J.B. Holt, X. Zhang et coll. Comparison of Methods for Estimating Prevalence of Chronic Diseases and Health Behaviors for Small Geographic Areas: Boston Validation Study, 2013. *Preventing Chronic Disease*, 2017. DOI : <https://doi.org/10.5888/pcd14.170281>.
- Hwang, S.W., R. Wilkins, M. Tjepkema et coll. Mortality among residents of shelters, rooming houses, and hotels in Canada: 11 year follow-up study. *BMJ*, 2009. DOI : <https://doi.org/10.1136/bmj.b4036>.
- Singh, G.K., H. Lee et L.H. Kim. Housing and Inequalities in US Life Expectancy, Child and Youth Mortality, and All-Cause and Cause-Specific Mortality, 1979-2020: Results from the National Longitudinal Mortality Study and the National Vital Statistics System. *International Journal of Maternal and Child Health and AIDS*, 2023. DOI : <https://doi.org/10.21106/ijma.653>.
- Bennett, J.E., T. Rashid, A. Zolfaghari et coll. Changes in life expectancy and house prices in London from 2002 to 2019: hyper-resolution spatiotemporal analysis of death registration and real estate data. *The Lancet Regional Health – Europe*, 2023. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.lanepe.2022.100580>.
- Hamidi, S., R. Ewing, Z. Tatalovich et coll. Associations between Urban Sprawl and Life Expectancy in the United States. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2018. DOI : <https://doi.org/10.3390/ijerph15050861>.
- Jonker, M.F., F.J. van Lenthe, B. Donkers et coll. The effect of urban green on small-area (healthy) life expectancy. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 2014. DOI : <https://doi.org/10.1136/jech-2014-203847>.
- Wei, D., Y. Lu, Y. Zhou et coll. The effect of peri-urban parks on life expectancy and socioeconomic inequalities: A 16-year longitudinal study in Hong Kong. *Landscape and Urban Planning*, 2024. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2024.105192>.

24. Dobis, E.A., H.M. Stephens, M. Skidmore et coll. Explaining the spatial variation in American life expectancy. *Social Science & Medicine*, 2020. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2019.112759>.
25. Cabaj, J., K. Fierlbeck, L. Loh et coll. *The Municipal Role in Public Health*. Toronto: Institute on Municipal Finance and Governance. Disponible au lien suivant : https://imfg.org/wp-content/uploads/2022/11/imfgwdw_no4_publichealth_november_17_2022-1.pdf (2022).
26. Collins, P.A. et M.V. Hayes. The role of urban municipal governments in reducing health inequities: A meta-narrative mapping analysis. *International Journal of Equity in Health*, 2010. DOI : <https://doi.org/10.1186/1475-9276-9-13>.
27. Downes, M. et J. Carlin. Multilevel regression and poststratification for estimating population quantities from large health studies: A simulation study based on US population structure. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 2020. DOI : <https://doi.org/10.1136/jech-2020-214346>.
28. Eke, P.I., X. Zhang, H. Lu et coll. Predicting Periodontitis at State and Local Levels in the United States. *Journal of Dental Research*, 2016. DOI : <https://doi.org/10.1177/0022034516629112>.
29. Lin, M., X. Zhang, J.B. Holt et coll. Multilevel model to estimate county-level untreated dental caries among US children aged 6-9years using the National Health and Nutrition Examination Survey. *Preventive Medicine*, 2018. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2017.11.015>.
30. Downes, M. et J.B. Carlin. Multilevel regression and poststratification as a modeling approach for estimating population quantities in large population health studies: A simulation study. *Biometrical Journal*, 2020. DOI : <https://doi.org/10.1002/bimj.201900023>.
31. Downes, M. et J. Carlin. Multilevel regression and poststratification for estimating population quantities from large health studies: a simulation study based on US population structure. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 2020. DOI : <https://doi.org/10.1136/jech-2020-214346>.
32. Statistique Canada. Subdivision de recensement (SDR). Disponible au lien suivant : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2021/ref/dict/az/Definition-fra.cfm?ID=geo012> (2023, consulté le 12 février 2025).
33. Eayres, D. et E.S. Williams. Evaluation of methodologies for small area life expectancy estimation. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 2004. DOI : <https://doi.org/10.1136/jech.2003.009654>.
34. Statistique Canada. Tables de mortalité, Canada, provinces et territoires 1980-1982 à 2021-2023 (estimations sur trois ans), et 1980 à 2023 (estimations sur un an). Disponible au lien suivant : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/84-537-x/84-537-x2024001-fra.htm> (2024, consulté le 12 février 2025).
35. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — Composante annuelle (ESCC). Disponible au lien suivant : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDD S=3226 (2023, consulté le 12 février 2025).
36. Bushnik, T., M. Tjepkema et L. Martel. L'espérance de vie ajustée sur la santé au Canada. *Rapports sur la santé*, 2018.
37. Feeny, D., W. Furlong, G.W. Torrance et coll. Multiattribute and single-attribute utility functions for the health utilities index mark 3 system. *Medical Care*, 2002. DOI : <https://doi.org/10.1097/00005650-200202000-00006>.
38. Bürkner, P. brms: An R Package for Bayesian Multilevel Models Using Stan. *Journal of Statistical Software*, 2017. DOI : <https://doi.org/10.18637/jss.v080.i01>.
39. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. Disponible au lien suivant : <https://www.R-project.org/> (2023, consulté le 12 février 2025).
40. Riffe, T., J.M. Aburto, M. Alexander et coll. DemoTools: An R package of tools for aggregate demographic analysis. Disponible au lien suivant : <https://github.com/timriffe/DemoTools/> (2019, consulté le 12 février 2025).
41. Andreev, E.M. et W.W. Kingkade. Average age at death in infancy and infant mortality level: Reconsidering the Coale-Demeny formulas at current levels of low mortality. *Demographic Research*, 2015.
42. Sullivan, D.F. A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports*, 1971.
43. Berthelot, J. Health-adjusted Life Expectancy (HALE). Dans *Determining Health Expectancies*, 2002, p. 235.
44. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes — Composante annuelle (ESCC), guide de l'utilisateur, fichier de microdonnées de 2019 et de 2020, avril 2022. Disponible sur demande.
45. Singh, G.K. et M. Siahpush. Widening rural-urban disparities in life expectancy, U.S., 1969-2009. *American Journal of Preventive Medicine*, 2014. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2013.10.017>.
46. Meara, E.R., S. Richards et D.M. Cutler. The gap gets bigger: changes in mortality and life expectancy, by education, 1981-2000. *Health Affairs* (Millwood), 2008. DOI : <https://doi.org/10.1377/hlthaff.27.2.350>.
47. Chetty, R., M. Stepner, S. Abraham et coll. The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001-2014. *JAMA*, 2016. DOI : <https://doi.org/10.1001/jama.2016.4226>.
48. Ghoroubi, N., M.B. Terry et E. Counil. Quantifying work-related social inequalities in life expectancy: a methodological proof of concept. *American Journal of Epidemiology*, 2024. DOI : <https://doi.org/10.1093/aje/kwae213>.

-
49. Congdon, P. et P. Lloyd. Estimating Small Area Diabetes Prevalence in the US Using the Behavioral Risk Factor Surveillance System. *Journal of Data Science*, 2022. DOI : [https://doi.org/10.6339/JDS.2010.08\(2\).583](https://doi.org/10.6339/JDS.2010.08(2).583).
50. Gao, Y., L. Kennedy, D. Simpson et coll. Improving multilevel regression and poststratification with structured priors. *Bayesian Analysis*, 2021. DOI : <https://doi.org/10.1214/20-ba1223>.
51. Hidirolou, M.A., J. Beaumont et W. Yung. Élaboration d'un système d'estimation sur petits domaines à Statistique Canada. *Techniques d'enquête*, 2019.
52. Beaumont, J., C. Bocci, J. Fonberg et coll. Mesure du capital social au niveau des quartiers : estimations expérimentales du sentiment d'appartenance à la communauté locale au niveau du secteur de recensement. *Études analytiques — Méthodes et références*, 2021.