

Rapports sur la santé

Regard sur l'utilisation des estimations sur petits domaines expérimentales pour examiner la corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau individuel et au niveau du domaine et la santé autoévaluée

par Sarah M. Mah, Mark Brown, Rachel C. Colley, Laura C. Rosella, Grant Schellenberg et Claudia Sanmartin

Date de diffusion : le 20 mars 2024



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 le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre de l'Industrie, 2024

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.

Regard sur l'utilisation des estimations sur petits domaines expérimentales pour examiner la corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau individuel et au niveau du domaine et la santé autoévaluée

par Sarah M. Mah, Mark Brown, Rachel C. Colley, Laura C. Rosella, Grant Schellenberg et Claudia Sanmartin

[DOI](https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202400300001-fra) : <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202400300001-fra>

RÉSUMÉ

Contexte

Une estimation sur petits domaines désigne les procédures de modélisation statistique qui tirent parti de renseignements ou « empruntent » de l'information d'autres sources ou variables. Cela permet d'améliorer la fiabilité des estimations des caractéristiques ou des résultats pour les domaines qui ne contiennent pas un échantillon de taille suffisante pour fournir des estimations désagrégées dont la précision et la fiabilité sont adéquates. Il y a un intérêt grandissant pour l'utilisation des estimations sur petits domaines (EPD) dans les recherches secondaires. Cependant, il est essentiel d'évaluer la valeur analytique de ces estimations lorsqu'elles sont utilisées à titre de données substitutives pour les caractéristiques au niveau individuel ou à titre de mesures distinctes qui fournissent des données au niveau du domaine. La présente étude a pour but d'évaluer de nouvelles mesures de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine qui ont été obtenues à l'aide d'estimations sur petits domaines, puis d'examiner les corrélations entre les mesures d'appartenance à la communauté au niveau individuel et la santé autoévaluée.

Données et méthodologie

Les EPD de l'appartenance à la communauté au niveau des secteurs de recensement produites à l'aide des données des cycles de 2016 à 2019 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ont été combinées aux données des répondants à l'ESCC de 2020. Des modèles de régression logistique multinomiaux ont été exécutés entre les EPD au niveau du domaine, le sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel et la santé autoévaluée d'un échantillon de personnes de 18 ans et plus.

Résultats

Le sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du domaine a été associé au sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel, même après la prise en compte des caractéristiques sociodémographiques au niveau individuel et malgré la concordance limitée entre les mesures au niveau individuel et celles au niveau du domaine. Le fait d'habiter dans un quartier où le sentiment d'appartenance à la communauté est faible était associé à de plus fortes probabilités de déclarer une santé passable ou mauvaise, par opposition à une excellente ou très bonne santé (rapport de cotes : 1,53; intervalle de confiance de 95 % : 1,22; 1,91), même après la prise en compte d'autres facteurs comme le sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel, qui a aussi été associé à la santé autoévaluée.

Interprétation

Les sentiments d'appartenance à la communauté au niveau du domaine et au niveau individuel ont été associés de façon indépendante à la santé autoévaluée. Les nouvelles EPD de l'appartenance à la communauté peuvent être utilisées à titre de mesures distinctes de l'appartenance à la communauté au niveau du quartier et devraient être interprétées comme étant des mesures complémentaires, au lieu de mesures substitutives, aux mesures de l'appartenance à la communauté au niveau individuel.

Mots-clés

Analyse des petits domaines, appartenance à la communauté, bien-être subjectif, capital social, estimation sur petits domaines, état de santé dans le quartier, réseaux sociaux.

AUTEURS

Sarah M. Mah travaille à la Dalla Lana School of Public Health de l'Université de Toronto, en Ontario. Mark Brown travaille à la Division de l'analyse économique à Statistique Canada. Rachel C. Colley travaille à la Division de l'analyse de la santé à Statistique Canada. Laura C. Rosella travaille à la Dalla Lana School of Public Health de l'Université de Toronto, en Ontario. Grant Schellenberg travaille au sein de la Division de l'analyse sociale et de la modélisation de la Direction des études analytiques et de la modélisation à Statistique Canada. Claudia Sanmartin travaille à la Division de l'analyse stratégique, des publications et de la formation à Statistique Canada.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Le sentiment d'appartenance à la communauté est associé aux résultats en matière de santé et de bien-être au Canada.
- L'appartenance à la communauté semblerait exercer une influence au niveau individuel et au niveau du domaine.
- Des techniques d'estimation sur petits domaines sont utilisées pour obtenir des estimations démographiques fiables des caractéristiques ou des résultats pour les régions géographiques ayant des échantillons de taille insuffisante. Leur valeur analytique à titre de mesures substitutives ou de mesures distinctes au niveau du domaine dans la recherche en santé n'a pas été pleinement étudiée.

Ce qu'apporte l'étude

- Les nouvelles estimations sur petits domaines à l'égard de l'appartenance à la communauté sont associées aux cotes relatives à l'appartenance à la communauté au niveau individuel après la prise en compte des facteurs sociodémographiques, malgré la concordance limitée entre les deux mesures.
- Le fait de vivre dans des quartiers où l'on observe un faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du domaine est associé à une santé autoévaluée moins favorable, indépendamment du sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel.
- Les mesures de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine obtenues à l'aide des techniques d'estimation sur petits domaines sont importantes pour déterminer l'état de santé au-delà des cotes indépendantes relatives au sentiment d'appartenance à la communauté. Ces mesures peuvent servir de variables contextuelles distinctes et complémentaires pour les études à venir.

Alors que l'importance du bien-être subjectif à l'égard de la santé continue d'attirer de plus en plus l'attention des chercheurs et des décideurs¹, l'appartenance à la communauté (c.-à-d. la mesure dans laquelle les personnes ont un sentiment d'appartenance et d'attachement à leur communauté locale) est devenue un objectif potentiel en matière de santé de la population qui a été associé à diverses mesures autoévaluées de la santé et du bien-être au Canada^{2,3,4}. Il semblerait que l'appartenance à la communauté influence la santé de diverses façons, notamment des voies psychosociales comme la confiance en soi et le stress, les mécanismes cognitifs sociaux qui concernent la transmission de normes et d'attitudes sociales liées à des comportements influant sur la santé, et la disponibilité du matériel et des ressources sociales grâce à des liens sociaux et au capital social^{2,5} et leur accès. Quoique l'on connaisse la variation géographique de l'appartenance à la communauté^{5,6}, relativement moins de travaux ont été menés pour déterminer si et dans quelle mesure l'appartenance à la communauté touche la santé générale autoévaluée dans les quartiers locaux. En d'autres mots, aucune étude n'a examiné la mesure dans laquelle le sentiment d'appartenance pourrait refléter une propriété « compositionnelle » (c.-à-d. le sentiment d'appartenance des personnes qui vivent dans un quartier précis) par opposition à une caractéristique qui décrit le « contexte » d'un quartier (soit les ressources et structures existantes qui favorisent le sentiment d'appartenance) ou à une « fonction sociale collective » (les normes socioculturelles, les valeurs et les antécédents communs des résidents)⁷.

Des études antérieures indiquent que des concepts connexes, comme le capital social (les conditions structurelles et les réseaux sociaux permettant aux personnes d'accéder au matériel et aux ressources psychosociales) et la cohésion sociale (le degré d'appartenance, la coopération et la force des relations sociales) pourraient entrer en jeu tant au niveau individuel qu'au

niveau du domaine (c.-à-d. les quartiers, les communautés et les districts)^{8,9,10} pour influencer les comportements¹¹, la santé^{12,13} et les perceptions de bonheur¹⁴. Parmi les études antérieures ayant permis d'évaluer les mesures du capital social au niveau individuel et au niveau global du domaine et les résultats en matière de santé, la plupart indiquent que les corrélations observées pour les mesures au niveau individuel sont plus prononcées que celles observées pour les mesures au niveau du domaine^{8,15,16}. À quelques exceptions près^{17,18}, la plupart des études démontrent des corrélations plus faibles entre le capital social au niveau du domaine et celui au niveau individuel. Certaines études qui contiennent les mesures du capital social à la fois au niveau individuel et au niveau du domaine dans le même modèle démontrent des corrélations atténuées, mais persistantes entre le capital social au niveau du domaine et les résultats liés à la santé^{9,12,19,20,21}, alors que d'autres études indiquent que ces corrélations sont éliminées^{13,14,16,22}. De plus, certaines études ont présenté des données probantes qui montrent une corrélation entre les mesures du capital social au niveau individuel et les mesures du capital social au niveau du domaine^{22,23,24}, quoique d'autres études ne révèlent aucune donnée probante de la sorte^{9,12}.

Par le passé, l'estimation sur petits domaines était utilisée pour obtenir des estimations démographiques fiables des caractéristiques ou des résultats pour les régions géographiques n'ayant pas des échantillons de taille suffisante pour fournir des estimations désagrégées dont la précision et la fiabilité sont adéquates. Cela est souvent réalisé en partie à l'aide de variables auxiliaires, qui contiennent des données ou des renseignements supplémentaires au niveau du petit domaine d'intérêt, notamment les caractéristiques sociodémographiques tirées du recensement, de données administratives ou d'autres sources pertinentes. Statistique Canada a récemment produit des estimations sur petits domaines (EPD) à l'égard du sentiment

d'appartenance à la communauté²⁵ pour 5 656 secteurs de recensement (SR). Les SR correspondent à de petites régions relativement stables ayant une population de 2 500 à 8 000 personnes. Bien qu'on ne cesse de s'interroger sur la question de savoir si les limites des SR définies statistiquement représentent adéquatement les limites des quartiers, des travaux antérieurs ont démontré que les SR peuvent servir efficacement d'ensemble de substitution pour les quartiers canadiens²⁶. Les SR offrent aussi des avantages, comme la granularité, la cohérence et la comparabilité avec les données de Statistiques Canada. Ces estimations offrent une source potentielle de mesures écologiques de l'appartenance qui pourraient être utilisées dans des études de corrélation. Toutefois, on n'a pas examiné à fond la validité de l'utilisation des EPD à titre de mesures substitutives pour les mesures au niveau individuel ainsi que la valeur analytique de ces mesures au niveau du domaine au-delà des cotes relatives au niveau individuel²⁷. De plus, on ne connaît pas le comportement des mesures agrégées de l'appartenance à la communauté si elles sont appliquées à des résultats liés à la santé.

Dans la présente étude, on a examiné le rendement et le comportement des nouvelles EPD à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté pour les résultats en matière de santé. Tout d'abord, on a examiné la concordance globale et la corrélation entre les mesures de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine (découlant des réponses fournies à l'Enquête annuelle sur la santé dans les collectivités canadiennes [ESCC] de 2016 à 2019) et les mesures de l'appartenance à la communauté au niveau individuel (découlant des réponses à l'ESCC de 2020) pour déterminer l'utilité des EPD à titre de mesures substitutives pour la mesure au niveau individuel. Des analyses ont ensuite été effectuées pour déterminer l'utilité des EPD à titre de mesures distinctes de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine. On a aussi décrit les variations de la santé autoévaluée en fonction de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et au niveau individuel. Enfin, on a réalisé des modèles de la corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et la santé autoévaluée, en prenant en compte les caractéristiques sociodémographiques et les cotes relatives à l'appartenance au niveau individuel.

Méthodologie

Donnée et échantillon de l'étude

L'ESCC est une enquête transversale représentative à l'échelle nationale menée chaque année par Statistique Canada. Elle contient des renseignements liés à l'état de santé, aux comportements qui influent sur la santé, ainsi qu'aux déterminants sociaux et démographiques de la santé pour la population canadienne. Au total, les données de 42 132 répondants de l'ESCC de 2020 étaient disponibles aux fins d'analyse, ce qui représente une population pondérée de 32 232 500 personnes. L'échantillon de l'étude comprenait les

répondants de l'enquête âgés de 18 ans et plus (N = 39 637) qui habitaient dans les SR. Puisque la présente étude prenait en compte seulement les SR (c.-à-d. les régions « urbaines »), les répondants qui habitaient à l'Île-du-Prince-Édouard et dans les territoires du Canada étaient exclus. Parmi ces répondants de 18 ans et plus qui habitaient dans les SR (N = 21 750), 95,6 % ont fourni des réponses valides sur le sentiment d'appartenance à la communauté et la santé autoévaluée. Cela a permis de constituer un échantillon analytique de N = 20 802, ce qui représente une sous-population pondérée de 21 957 781 personnes. Les personnes suivantes ont été exclues de l'analyse : 2 495 personnes de moins de 18 ans, 17 887 personnes vivant à l'extérieur des SR et 948 personnes pour lesquelles il manquait des renseignements sur l'appartenance à la communauté ou la santé autoévaluée au niveau individuel. La collecte des données a commencé en janvier 2020, mais a été interrompue en mars 2020 en raison de la pandémie de COVID-19²⁸. Les activités de collecte ont repris en septembre 2020 et se sont terminées en décembre 2020. Pour cette enquête, le taux de réponse était de 28,9 %.

Définition des variables

Le sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel a été évalué chez les répondants de l'ESCC de 2020 à l'aide de la question à réponse unique « Comment décririez-vous votre sentiment d'appartenance à votre communauté locale? Diriez-vous qu'il est...? Très fort; Plutôt fort; Plutôt faible; Très faible ». Des études ont démontré que cette variable est une mesure efficace et économe permettant de cerner différentes formes de capital social²⁹, les caractéristiques du quartier local et l'attachement à ce lieu⁶. Des études antérieures ont établi des corrélations entre le sentiment d'appartenance à la communauté (déterminé par cette variable) et les résultats liés à la santé autoévaluée^{2,3,4,30}.

Les mesures du sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du domaine au niveau des secteurs de recensement ont été établies grâce au regroupement des réponses individuelles des répondants pour quatre cycles de l'ESCC (2016 à 2019), à l'aide de la composante des EPD du Système généralisé d'estimation mis sur pied à Statistique Canada²⁵. En bref, le modèle linéaire de Fay-Herriot a été utilisé pour coupler les estimations directes de l'appartenance à la communauté (la valeur moyenne pondérée du sentiment d'appartenance à la communauté au niveau des SR) aux variables auxiliaires tirées du Recensement de la population de 2016 pour produire des estimations stables et fiables de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine pour les SR ayant de petits échantillons et les SR pour lesquels il n'y a aucune donnée d'échantillon³¹. Les EPD de l'appartenance à la communauté ont par la suite été divisées en terciles et ajoutées aux répondants de l'ESCC de 2020 à l'aide de l'identificateur unique d'aire de diffusion fourni dans le fichier. Pour examiner davantage si les classifications des terciles²⁵ établies précédemment permettent de faire une distinction importante entre les quartiers ayant un fort sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du

domaine et ceux ayant un faible sentiment d'appartenance, des analyses de sensibilité ont été effectuées à l'aide de « terciles » pour les estimations réattribuées en raison d'une erreur. Premièrement, des intervalles de confiance (IC) ont été calculés pour chaque EPD à l'aide des erreurs-types produites selon la procédure d'estimation sur petits domaines. Les EPD figurant dans le tercile le plus bas (premier tercile) dont les IC chevauchaient ceux de la fourchette du tercile le plus élevé (troisième tercile) ont été réattribués à la catégorie intermédiaire (deuxième tercile), et les EPD figurant dans le tercile le plus élevé (troisième tercile) dont les IC chevauchaient ceux de la fourchette du tercile le plus bas (premier tercile) ont été réattribués à la catégorie intermédiaire (deuxième tercile) [tableaux A1a et A1b en annexe].

Le principal résultat de l'analyse était la santé autoévaluée. On a posé la question suivante aux répondants : « En général, diriez-vous que [votre santé] est...? Excellente; Très bonne; Bonne; Passable; Mauvaise ». Les réponses « Excellente » et « Très bonne » ont été regroupées en une catégorie, tout comme les réponses « Passable » et « Mauvaise », ce qui a mené à trois catégories de réponse pour la santé autoévaluée : « Excellente ou très bonne », « Bonne » et « Passable ou mauvaise ». La fiabilité et la validité de la mesure à élément unique pour la santé autoévaluée ont été démontrées dans les études sur la santé de la population^{32,33}.

Diverses covariables au niveau individuel ont été prises en considération *a priori* à partir de l'ESCC. On peut formuler l'hypothèse que ces facteurs influent sur l'appartenance à la communauté et sur la santé. En fait, des études antérieures se sont appuyées sur ces facteurs en tant que mesures de contrôle pour démontrer leur corrélation avec l'appartenance à la communauté et la santé^{2,3}. Les variables suivantes ont été prises en considération : âge (variable continue comportant un terme quadratique), sexe (hommes; femmes), province, état matrimonial (jamais marié(e); veuf(ve), séparé(e) ou divorcé(e); marié(e)), niveau de scolarité (niveau inférieur au diplôme d'études secondaires; diplôme d'études secondaires; diplôme d'études postsecondaires), revenu (quintiles), situation d'emploi (oui ou non), statut d'immigrant récent (immigration au cours des cinq dernières années : oui ou non), groupe de population (non autochtone et non racisé; non autochtone et racisé; autochtone), présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage (oui ou non), usage du tabac, problèmes de santé chroniques (aucun; un; deux ou plus). La catégorie « racisé » du groupe de population a été utilisée pour désigner le concept de « minorité visible » dans l'ESCC. Le terme « minorité visible », tel qu'il est défini dans la *Loi sur l'équité en matière d'emploi*, désigne les personnes qui font partie d'un groupe de minorité visible et qui ne sont pas de race blanche ou qui n'ont pas la peau blanche; les personnes autochtones n'en font pas partie. Pour les groupes de population, le groupe de population non racisé (Blanc) a été utilisé à titre de catégorie de référence. Le nombre de problèmes de santé chroniques a été classé comme étant « aucun », « un » ou « deux ou plus », d'après les réponses aux questions concernant les problèmes de santé suivants :

asthme, fibromyalgie, arthrite, hypertension, hypercholestérolémie, bronchopneumopathie chronique obstructive, diabète, maladie du cœur, cancer, troubles attribuables à un accident vasculaire cérébral, ostéoporose, maladie d'Alzheimer ou toute autre forme de démence, syndrome de fatigue chronique, hypersensibilité chimique multiple, troubles de l'humeur et troubles anxieux.

Analyses statistiques

Les statistiques descriptives ont été fournies pour vérifier le niveau de concordance entre les mesures de l'appartenance à la communauté au niveau individuel basées sur les réponses à l'ESCC de 2020 et les mesures de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine basées sur les réponses à l'ESCC de 2016 à 2019. Les fréquences pondérées en fonction de la population et les fréquences déterminées à l'aide d'une méthode bootstrap ont été utilisées pour calculer le coefficient de concordance kappa. Étant donné que la mesure au niveau individuel était une variable à quatre catégories et que la mesure de l'EPD au niveau du domaine était une variable à trois catégories, une mesure kappa ayant une concordance parfaite n'était pas possible. C'est la raison pour laquelle le terme « concordance » a été défini comme étant le niveau de correspondance observé entre chaque catégorie dans la mesure à trois catégories au niveau du domaine et les catégories immédiatement adjacentes dans la mesure à quatre catégories au niveau individuel (annexe 2). En général, les valeurs kappa ≤ 0 indiquent qu'il n'y a aucune concordance, celles de 0,01 à 0,20 indiquent qu'il n'y a pas de concordance ou qu'elle est légère, celles de 0,21 à 0,40 indiquent une concordance passable, celles de 0,41 à 0,60 indiquent une concordance modérée, celles de 0,61 à 0,80 indiquent une concordance forte et celles de 0,81 à 1,00 indiquent une concordance presque parfaite³⁴.

Des modèles de régression logistique multinomiaux ont été utilisés pour examiner, tout d'abord, la corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine (trois catégories) et l'appartenance à la communauté au niveau individuel (quatre catégories) en tant que résultat. Ces modèles ont permis ensuite d'examiner la corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et au niveau individuel et la santé autoévaluée en tant que résultat d'intérêt (trois catégories : excellente ou très bonne, bonne et passable ou mauvaise). Les variables d'appartenance à la communauté au niveau individuel (quatre catégories) et les variables d'appartenance à la communauté au niveau du domaine (trois catégories) ont été ajoutées à des modèles par rapport à la santé autoévaluée dans : 1) des modèles distincts qui tiennent compte de l'âge et du sexe; 2) des modèles distincts qui tiennent compte de toutes les covariables; 3) un modèle unique combiné comportant les données sur la santé autoévaluée et tenant compte de toutes les covariables. Des modèles supplémentaires ont été réalisés à l'aide de la variable d'appartenance à la communauté au niveau du domaine et des terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur. Les

modèles ont tout d'abord été ajustés en fonction du sexe et de l'âge, avant d'être par la suite entièrement ajustés en fonction de l'âge, du sexe, de la province, de l'état matrimonial, du revenu, de la situation d'emploi, du statut d'immigrant récent, du groupe de population, de la présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage, de l'usage du tabac et de l'existence de problèmes de santé chroniques. La présence d'une corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau individuel et l'appartenance à la communauté au niveau du domaine a aussi été examinée en ajoutant des paramètres d'interaction, en évaluant un test d'hypothèses conjointes pour tous les paramètres d'interaction et en observant les prédictions marginales générées à partir du modèle pour l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et au niveau individuel. Tous les résultats ont été générés à l'aide des poids et des poids bootstrap du fichier maître afin de tenir compte du plan d'enquête complexe. Les analyses ont été effectuées au moyen de la version 17 de Stata.

Résultats

Le tableau 1 fournit la répartition pondérée des caractéristiques des cohortes générales et stratifiées selon l'appartenance à la communauté au niveau du domaine. Parmi les répondants habitant dans des quartiers à fort sentiment d'appartenance à la communauté, une plus grande proportion des répondants avaient tendance à faire partie du groupe d'âge moyen ou du groupe plus âgé (45 à 64 ans, ou 65 ans et plus), d'appartenir au groupe de population non racisé (Blanc) et de figurer dans le quintile de revenu supérieur. Des proportions plus élevées de personnes ayant un très fort sentiment d'appartenance à leur communauté au niveau individuel habitaient dans des quartiers où il y avait un taux élevé d'appartenance à la communauté au niveau du domaine (18,9 %), plutôt que dans des quartiers où il y avait un taux d'appartenance moyen (15,4 %) ou faible (16,3 %). À l'inverse, les proportions les plus faibles de personnes ayant un très faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel habitaient dans des quartiers à taux élevé d'appartenance à la communauté au niveau du domaine (5,3 %), plutôt que dans des quartiers à taux d'appartenance moyen (8,4 %) ou faible (8,7 %). Des tendances semblables ont été observées dans les terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur pour l'appartenance à la communauté au niveau du domaine (tableaux A1a et A1b en annexe).

La concordance entre les mesures de l'appartenance à la communauté au niveau individuel et de celle au niveau du domaine était faible. La concordance attendue entre ces deux mesures était de 58,4 %, mais la concordance observée était légèrement plus élevée, s'établissant à 60,4 %. La cote kappa calculée de 0,05 indique qu'il n'y a aucune concordance ou une légère concordance.

La santé autoévaluée différait selon l'appartenance à la communauté au niveau du domaine, mais les variations étaient

plus prononcées selon le sentiment d'appartenance au niveau individuel (graphique 1). La proportion des répondants ayant déclaré une santé autoévaluée excellente ou très bonne était élevée chez ceux habitant dans des quartiers à fort sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du domaine (67 %), mais elle était encore plus élevée chez les répondants ayant déclaré un très fort sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel (73 %). En revanche, la proportion des répondants ayant déclaré une santé autoévaluée passable ou mauvaise était élevée chez ceux habitant dans des quartiers à faible sentiment d'appartenance à la communauté (11 %), et elle était encore plus élevée chez les répondants ayant déclaré un très faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel (24 %). Des proportions semblables de répondants ayant déclaré une santé excellente ou très bonne, bonne et passable ou mauvaise ont été observées dans l'ensemble des catégories de la principale variable pour l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et pour la variable des estimations réattribuées en raison d'une erreur (tableaux A1a et A1b en annexe).

Les modèles de régression logistique multinomiaux indiquent qu'il y a une corrélation entre le fait de vivre dans des quartiers à faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du domaine et le fait de déclarer un très faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel (tableau 2). Après la prise en compte de toutes les covariables au niveau individuel, les probabilités de déclarer un très faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel, par opposition à un très fort sentiment d'appartenance, étaient 1,89 fois plus élevées (IC de 95 % : 1,44; 2,47) pour les répondants habitant dans des quartiers à taux d'appartenance à la communauté moyen et 1,75 fois plus élevées (IC de 95 % : 1,32; 2,31) pour les répondants habitant dans des quartiers à faible taux d'appartenance à la communauté, comparativement à ceux habitant dans des quartiers à forte appartenance à la communauté. Les probabilités de déclarer un sentiment d'appartenance à la communauté moyen, comparativement à un très fort sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel, étaient généralement plus élevées pour ceux habitant dans des quartiers où l'on observe un sentiment moyen ou faible d'appartenance à la communauté. Toutefois, ces estimations ont été calculées de façon imprécise et ne sont donc pas concluantes lorsqu'elles sont comparées aux estimations liées aux répondants habitant dans des quartiers à forte appartenance à la communauté. Lorsque l'on a utilisé la variable au niveau du domaine et les terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur (tableaux A1a et A1b en annexe), les estimations ont été améliorées quant aux probabilités de déclarer un très faible (par opposition à un très fort) sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel pour les répondants habitant dans des quartiers à faible appartenance à la communauté (rapport de cotes : 2,59; IC de 95 % : 1,56; 4,31), comparativement à ceux habitant dans des quartiers à forte appartenance à la communauté, après la prise en compte de

Tableau 1

Proportion pondérée des caractéristiques sociodémographiques et comportementales au niveau individuel dans l'ensemble des catégories de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine (N non pondéré = 20 802; N pondéré = 21 957 781)

	Appartenance à la communauté au niveau du domaine, tertiles											
	Dans l'ensemble			Faible			Modérée			Élevée		
	pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %	
de		à	de		à	de		à	de		à	
Appartenance à la communauté au niveau du domaine	33.9	32.4	35.5	34.3	32.5	36.1	31.8	30.2	33.4
Appartenance à la communauté au niveau individuel												
Très faible	7.5	6.9	8.2	8.7	7.7	9.9	8.4	7.2	9.6	5.3	4.5	6.3
Plutôt faible	25.0	24.1	26.1	26.2	24.5	28.0	24.9	23.2	26.6	24.0	22.2	25.9
Plutôt forte	50.6	49.5	51.7	48.8	46.8	50.8	51.4	49.5	53.3	51.7	49.7	53.7
Très forte	16.8	16.0	17.7	16.3	14.8	17.9	15.4	14.1	16.9	18.9	17.5	20.5
Sexe												
Femmes	50.9	50.5	51.3	50.3	48.8	51.9	52.2	50.6	53.9	50.1	48.4	51.8
Hommes	49.1	48.7	49.5	49.7	48.1	51.2	47.8	46.1	49.4	49.9	48.2	51.6
Âge (années)	47.1	46.9	47.3	44.6	44.1	45.2	47.6	47.0	48.2	49.3	48.6	50.0
Groupe d'âge												
18 à 29 ans	19.3	18.5	20.1	21.8	20.1	23.7	17.9	16.3	19.7	18.1	16.4	19.9
30 à 44 ans	28.4	27.5	29.4	33.8	32.0	35.7	28.5	26.8	30.3	22.6	21.0	24.2
45 à 64 ans	33.3	32.7	34.0	29.0	27.4	30.6	34.8	33.1	36.5	36.4	34.8	38.1
65 ans et plus	18.9	18.7	19.2	15.4	14.5	16.3	18.8	17.8	19.9	22.9	21.7	24.1
État matrimonial												
Marié(e) ou en union libre	61.9	60.8	63.1	57.2	55.1	59.3	63.0	60.9	65.0	65.9	64.0	67.8
Veuf(ve), séparé(e), divorcé(e)	11.1	10.5	11.7	11.3	10.4	12.3	11.5	10.5	12.6	10.5	9.6	11.5
Jamais marié(e)	26.7	25.8	27.7	31.3	29.4	33.2	25.3	23.5	27.1	23.4	21.7	25.3
Données manquantes	0.2	0.1	0.3	0.2	0.1	0.5	0.3	0.1	0.5	0.2	0.1	0.4
Enfants de moins de 12 ans dans le ménage												
Oui	22.8	21.9	23.7	22.7	20.9	24.5	24.0	22.3	25.7	21.7	20.0	23.4
Non	77.2	76.3	78.1	77.3	75.5	79.1	76.0	74.3	77.7	78.3	76.6	80.0
Groupe de population¹												
Non autochtone, non racisé	69.1	67.9	70.2	63.9	61.7	66.1	65.4	63.1	67.6	78.5	76.4	80.6
Non autochtone, racisé	26.1	25.0	27.3	30.3	28.1	32.6	30.2	28.0	32.5	17.3	15.4	19.4
Autochtone	2.5	2.2	2.9	3.2	2.7	3.9	2.2	1.8	2.8	2.2	1.7	2.8
Données manquantes	2.2	1.9	2.6	2.5	1.9	3.3	2.1	1.6	2.8	2.0	1.5	2.7
Immigrant récent (immigration au cours des cinq dernières années)												
Oui	3.9	3.4	4.4	5.5	4.6	6.7	4.0	3.2	5.0	2.0	1.4	2.8
Non	93.8	93.2	94.4	91.7	90.4	92.9	94.0	92.9	95.0	95.9	94.9	96.7
Données manquantes	2.3	1.9	2.7	2.7	2.1	3.6	1.9	1.4	2.7	2.1	1.6	2.9
Quintile de revenu												
Inférieur	21.0	20.0	22.0	24.3	22.5	26.1	22.2	20.6	24.0	16.1	14.5	17.8
Deuxième	20.0	19.0	20.9	21.6	20.1	23.2	21.4	19.8	23.1	16.6	15.0	18.4
Troisième	19.8	18.9	20.7	20.2	18.7	21.8	20.4	18.8	22.0	18.7	17.2	20.3
Quatrième	19.3	18.4	20.2	17.0	15.6	18.4	20.1	18.5	21.9	21.0	19.4	22.6
Supérieur	19.9	19.0	20.9	16.9	15.4	18.6	15.9	14.4	17.4	27.6	25.7	29.5
Occupant un emploi												
Oui	69.8	68.8	70.7	70.5	68.8	72.1	69.8	68.0	71.4	69.0	67.1	70.8
Non	29.3	28.3	30.3	28.3	26.7	29.9	29.2	27.6	30.9	30.4	28.6	32.3
Données manquantes	0.9	0.7	1.2	1.2	0.8	1.9	1.0	0.6	1.6	0.6	0.4	0.9
Usage du tabac												
Fumeur quotidien actuel ou ancien fumeur quotidien	29.3	28.4	30.3	28.7	27.0	30.5	29.7	28.1	31.5	29.5	27.8	31.3
Fumeur occasionnel actuel ou ancien fumeur occasionnel	7.7	7.1	8.4	9.1	8.0	10.3	6.9	6.0	8.0	7.2	6.2	8.4
Non-fumeur	62.8	61.8	63.9	62.1	60.2	63.9	63.2	61.4	65.1	63.2	61.3	65.1
Données manquantes	0.1	0.0	0.2	0.1	0.1	0.3	0.1	0.0	0.3	0.0	0.0	0.1
Nombre de problèmes de santé chroniques²												
Aucun	49.5	48.4	50.6	51.5	49.4	53.6	50.4	48.5	52.4	46.3	44.4	48.3
Un	23.0	22.1	24.0	22.0	20.4	23.7	22.2	20.6	23.9	24.9	23.3	26.6
Deux ou plus	27.5	26.6	28.5	26.5	25.0	28.1	27.3	25.7	29.1	28.8	27.1	30.4
Province												
Colombie-Britannique	14.4	14.1	14.7	17.6	16.1	19.3	11.0	9.4	12.7	14.7	13.0	16.6
Alberta	12.0	11.7	12.2	20.5	18.9	22.3	8.6	7.2	10.3	6.4	5.3	7.7
Saskatchewan	2.2	2.1	2.3	4.2	3.8	4.7	1.4	1.0	1.9	0.8	0.5	1.2
Manitoba	2.8	2.8	2.9	3.2	2.7	3.8	2.9	2.4	3.5	2.4	1.9	2.9
Ontario	42.6	42.2	43.0	34.1	31.7	36.5	46.1	43.6	48.7	48.0	45.4	50.6
Québec	22.2	21.9	22.6	16.7	14.9	18.7	26.9	24.8	29.2	23.0	20.8	25.4
Nouveau-Brunswick	1.4	1.3	1.5	1.1	0.8	1.5	1.1	0.8	1.5	2.1	1.8	2.5
Nouvelle-Écosse	1.5	1.4	1.6	1.6	1.2	2.0	1.2	0.9	1.6	1.7	1.3	2.2
Terre-Neuve-et-Labrador	0.8	0.8	0.9	0.9	0.7	1.2	0.8	0.6	1.1	0.8	0.6	1.1

... n'ayant pas lieu de figurer

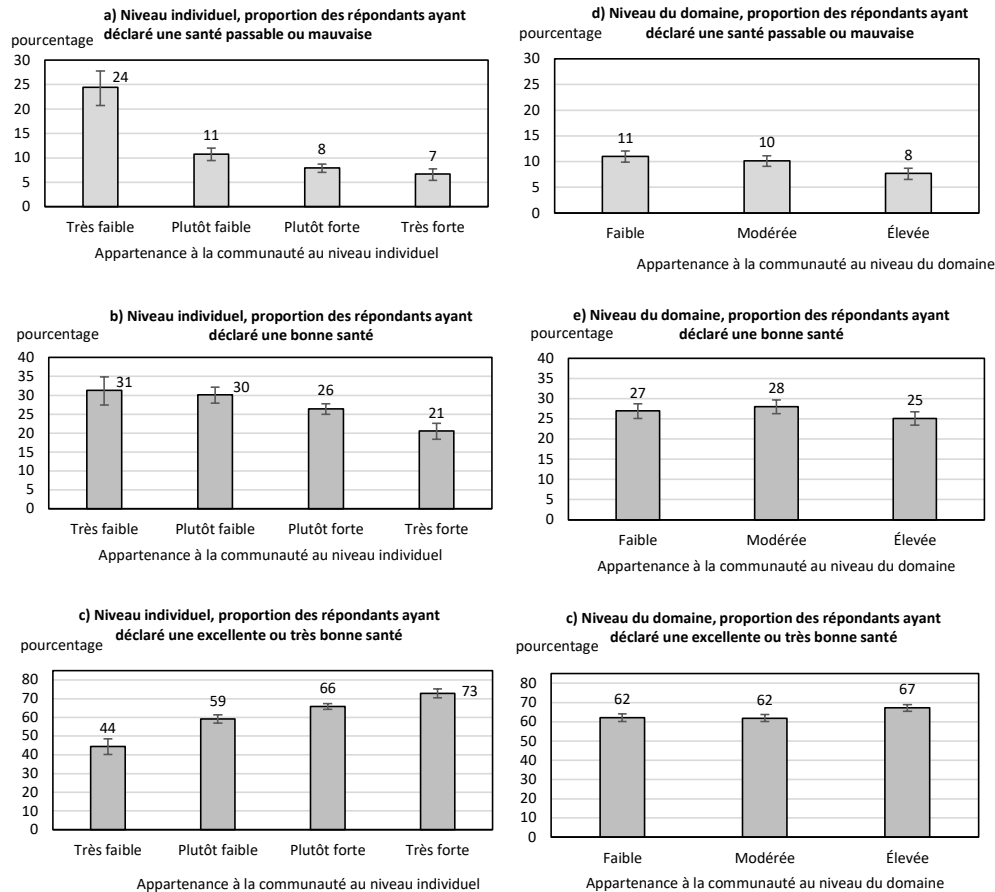
1. Le concept de population « racisée » a été établi à l'aide de la variable « minorité visible ». Le terme « minorité visible » désigne une personne qui appartient à un groupe de minorités visibles comme le définit la Loi sur l'équité en matière d'emploi. La Loi sur l'équité en matière d'emploi définit les minorités visibles comme étant « les personnes, autres que les Autochtones, qui ne sont pas de race blanche ou qui n'ont pas la peau blanche ».

2. Le nombre comprend les problèmes de santé suivants : asthme, fibromyalgie, arthrite, hypertension, hypercholestérolémie, bronchopneumopathie chronique obstructive, diabète, maladie du cœur, cancer, troubles attribuables à un accident vasculaire cérébral, ostéoporose, maladie d'Alzheimer ou toute autre forme de démence, syndrome de fatigue chronique, hypersensibilité chimique multiple, troubles de l'humeur et troubles anxieux.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2016 à 2020; Recensement de la population, 2016.

Graphique 1

Proportions pondérées de la santé autoévaluée (excellente ou très bonne, bonne, passable ou mauvaise), stratifiées selon l'appartenance à la communauté au niveau individuel, au niveau du domaine et au niveau du domaine pour les terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur



Sources : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2016 à 2020; Recensement de la population, 2016.

toutes les covariables au niveau individuel. Les estimations ont aussi été améliorées pour les répondants habitant dans des quartiers à taux d'appartenance à la communauté moyen, comparativement à ceux habitant dans des quartiers à forte appartenance à la communauté (rapport de cotes : 2,42; IC de 95 % : 1,53; 3,85). On a aussi déterminé de façon concluante que les probabilités de déclarer un sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel plutôt faible, comparativement à un très fort sentiment d'appartenance, étaient plus élevées chez les répondants vivant dans des quartiers où l'on observe un taux moyen ou faible d'appartenance à la communauté.

Le tableau 3 résume les résultats des modèles de régression logistique multinomiaux lorsque l'appartenance à la communauté au niveau individuel et celle au niveau du domaine ont été ajoutées à : 1) des modèles distincts qui tiennent compte de l'âge et du sexe; 2) des modèles distincts qui tiennent compte de toutes les covariables; 3) un modèle unique combiné

comportant les données sur la santé autoévaluée et tenant compte de toutes les covariables. Lorsque les données ont été appliquées à des modèles distincts corrigés en fonction des facteurs au niveau individuel, les répondants habitant dans des quartiers où l'on observe un faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du domaine étaient 1,6 fois plus susceptibles (IC de 95 % : 1,28; 2,00) de déclarer les niveaux les plus faibles de santé autoévaluée, comparativement aux répondants habitant dans des quartiers où l'on observe une forte appartenance à la communauté au niveau du domaine. Par ailleurs, les répondants ayant déclaré un très faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel étaient 6,18 fois plus susceptibles (IC de 95 % : 4,51; 8,47) d'avoir déclaré les plus faibles niveaux de santé autoévaluée, comparativement aux répondants ayant déclaré un très fort sentiment d'appartenance au niveau individuel. Les modèles combinés qui prenaient en compte l'appartenance à la communauté au niveau individuel et au niveau du domaine

indiquent que la corrélation indépendante entre un faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du domaine et une mauvaise santé autoévaluée est atténuée, mais tout de même persistante (rapport de cotes : 1,53; IC de 95 % : 1,22; 1,91) lorsque l'on fait la comparaison entre les répondants habitant dans des quartiers à faible appartenance à la communauté au niveau du domaine et les répondants habitant dans des quartiers à forte appartenance à la communauté au niveau du domaine. Des taux progressivement plus faibles d'appartenance à la communauté au niveau individuel demeuraient également fortement associés à une santé autoévaluée bonne et passable ou mauvaise, comparativement à une santé autoévaluée excellente ou très bonne. Pour les modèles combinés, les répondants ayant déclaré un très faible sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel étaient 5,98 fois plus susceptibles (IC de 95 % : 4,36; 8,21) d'avoir déclaré les plus faibles états de santé autoévalués, comparativement aux répondants ayant déclaré un très fort sentiment d'appartenance au niveau individuel. Les corrélations positives entre l'appartenance à la communauté au niveau individuel et la santé demeuraient concluantes dans les comparaisons entre une bonne santé et une excellente ou très bonne santé. Les corrélations positives entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et la santé lors de la comparaison entre une bonne santé et une excellente ou très bonne santé étaient semblables à celles observées lorsque l'on

compare une santé passable ou mauvaise à une excellente ou très bonne santé. Toutefois, ces corrélations ont été calculées de façon imprécise et ne sont donc pas concluantes. Les analyses de sensibilité effectuées à l'aide de la variable sur l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et des terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur ont montré des estimations des effets allant dans le même sens que celles obtenues dans l'analyse principale, mais elles ont été calculées de façon imprécise et ne sont donc pas concluantes (tableaux A1a et A1b en annexe). Les modèles qui comprenaient des paramètres d'interaction entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et celle au niveau individuel n'ont pas produit de données probantes indiquant une corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau individuel et celle au niveau du domaine observées pour les modèles sur la santé autoévaluée, comme il a été indiqué dans un test d'hypothèses conjointes pour tous les paramètres d'interaction (P = 0,4924) et toutes les prédictions marginales générés à partir du modèle (graphique A1).

Discussion

La présente étude est la première en son genre à examiner si les nouvelles EPD à l'égard de l'appartenance à la communauté pourraient s'avérer utiles pour les recherches en santé. La

Tableau 2
Rapports de cotes pondérés corrigés en fonction de l'âge et du sexe et rapports de cotes pondérés corrigés de la corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et l'appartenance à la communauté au niveau individuel (trois niveaux), selon l'analyse logistique multinomiale

Appartenance à la communauté au niveau individuel ¹	Rapport de cotes corrigé en fonction de l'âge et du sexe			Rapport de cotes corrigé en fonction de toutes les covariables ²		
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 % de à		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 % de à	
Plutôt forte						
Appartenance à la communauté au niveau du domaine						
Élevée	1,00	1,00
Modérée	1,19 *	1,02	1,40	1,23 *	1,04	1,44
Faible	1,03	0,88	1,21	1,10	0,93	1,30
Plutôt faible						
Appartenance à la communauté au niveau du domaine						
Élevée	1,00	1,00
Modérée	1,23 *	1,01	1,50	1,27 *	1,04	1,56
Faible	1,15	0,96	1,40	1,21	0,99	1,48
Très faible						
Appartenance à la communauté au niveau du domaine						
Élevée	1,00	1,00
Modérée	1,88 **	1,45	2,44	1,89 **	1,44	2,47
Faible	1,75 **	1,36	2,26	1,75 **	1,32	2,31

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

1. Groupe de référence : Répondants ayant déclaré une très forte appartenance à la communauté au niveau individuel.

2. Correction en fonction de l'âge, du sexe, de la province, de l'état matrimonial, du revenu, de la situation d'emploi, du statut d'immigrant récent, du groupe de population, de la présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage, de l'usage du tabac et de l'existence de problèmes de santé chroniques.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2016 à 2020; Recensement de la population, 2016.

Tableau 3
Rapports de cotes pondérés selon l'analyse logistique multinomiale de l'appartenance à la communauté au niveau individuel (quatre catégories) et au niveau du domaine (trois catégories) et de la santé autoévaluée (trois catégories) en tant que résultat, modèles distincts et modèle combiné

	Modèles distincts, correction en fonction de l'âge et du sexe			Modèles distincts, correction ²			Modèle combiné, correction ²		
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Santé autoévaluée¹									
Bonne									
Appartenance à la communauté au niveau individuel									
Très forte	1,00	1,00	1,00
Plutôt forte	1,52 **	1,32	1,77	1,52 **	1,31	1,77	1,51 **	1,30	1,76
Plutôt faible	2,02 **	1,71	2,40	2,00 **	1,68	2,39	1,99 **	1,67	2,38
Très faible	2,86 **	2,26	3,61	2,56 **	2,02	3,24	2,51 **	1,98	3,18
Appartenance à la communauté au niveau du domaine									
Élevée	1,00	1,00	1,00
Modérée	1,25 **	1,11	1,41	1,22 **	1,07	1,39	1,19 **	1,04	1,35
Faible	1,25 **	1,09	1,42	1,15 *	1,00	1,33	1,13	0,98	1,30
Passable ou mauvaise									
Appartenance à la communauté au niveau individuel									
Très forte	1,00	1,00	1,00
Plutôt forte	1,55 **	1,23	1,94	1,51 **	1,18	1,93	1,50 **	1,17	1,92
Plutôt faible	2,62 **	2,06	3,33	2,46 **	1,90	3,19	2,44 **	1,87	3,16
Très faible	8,30 **	6,16	11,18	6,18 **	4,51	8,47	5,98 **	4,36	8,21
Appartenance à la communauté au niveau du domaine									
Élevée	1,00	1,00	1,00
Modérée	1,55 **	1,27	1,88	1,54 **	1,24	1,91	1,47 **	1,19	1,83
Faible	1,85 **	1,52	2,25	1,60 **	1,28	2,00	1,53 **	1,22	1,91

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

1. Groupe de référence : Répondants ayant déclaré une santé excellente ou très bonne.

2. Les modèles sont corrigés en fonction de l'âge, du sexe, de la province, de l'état matrimonial, du revenu, de la situation d'emploi, du statut d'immigrant récent, du groupe de population, de la présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage, de l'usage du tabac et de l'existence de problèmes de santé chroniques.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2016 à 2020; Recensement de la population, 2016.

concordance limitée entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et celle au niveau individuel, ainsi que la corrélation indépendante entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et la santé autoévaluée, donnent à penser que les mesures au niveau du domaine sont significatives en soi, au lieu d'être tout simplement des mesures substitutives pour les mesures de l'appartenance au niveau individuel. Même si la concordance entre les mesures de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et celles au niveau individuel est limitée (soit une tendance qui fait écho à l'écart entre les mesures au niveau du domaine et celles au niveau individuel observé pour d'autres caractéristiques, comme le statut socioéconomique³⁵), la présente étude a aussi démontré que l'appartenance à la communauté au niveau du domaine était associée à une santé autoévaluée plus favorable, même après la prise en compte de l'appartenance à la communauté au niveau individuel et d'autres facteurs. Cela aidera à établir une explication collective et contextuelle concernant la corrélation entre l'appartenance à la communauté et la santé autoévaluée⁷. Peu importe la façon dont les personnes perçoivent leur propre

appartenance à leur communauté, le sentiment collectif d'appartenance au quartier est important pour l'autoévaluation de la santé. Les analyses de sensibilité qui reposaient sur la mesure de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et les terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur ont affiché des contrastes plus forts entre les quartiers ayant le plus fort sentiment d'appartenance à la communauté et ceux ayant le plus faible sentiment d'appartenance pour les modèles de l'appartenance à la communauté au niveau individuel. Elles ont produit des corrélations plus faibles et non concluantes avec la santé autoévaluée, ce qui est probablement attribuable aux plus petites tailles d'échantillon dans le tercile supérieur et le tercile inférieur (tableaux A1a et A1b en annexe). Les estimations allaient tout de même dans le même sens que celles de l'analyse principale.

Comme on l'a constaté précédemment pour le capital social, la corrélation entre l'appartenance à la communauté et la santé autoévaluée était plus faible pour l'appartenance au niveau du domaine, comparativement à l'appartenance au niveau

individuel. En ce qui a trait à la corrélation possible entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et l'appartenance à la communauté au niveau individuel, on a examiné l'idée selon laquelle un fort sentiment d'appartenance à la communauté au niveau du quartier pourrait exercer un plus grand effet positif sur la santé des personnes qui ont déjà un fort sentiment d'appartenance à leur communauté²³. À l'inverse, il a été suggéré qu'un fort sentiment d'appartenance ressenti dans l'ensemble de la communauté pourrait avoir un effet négatif sur les personnes ayant un plus faible sentiment d'appartenance à la communauté. La notion à l'origine de cette hypothèse serait que les avantages sociaux et matériels positifs découlant du capital social écologique et de la santé s'appliquent principalement aux membres d'un « groupe exclusif » et ne sont pas nécessairement conférés aux personnes ne faisant pas partie de ce groupe³⁶. Cependant, aucune donnée probante n'indiquait qu'il y avait une corrélation entre les mesures au niveau du domaine et celles au niveau individuel. Il n'y avait donc aucune indication d'un avantage ou désavantage différentiel découlant de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine entre les personnes ayant un faible sentiment d'appartenance à la communauté et celles ayant un fort sentiment d'appartenance.

La corrélation plus faible et moins constante entre la santé et le capital social au niveau du domaine présentée dans la littérature pourrait être attribuable à l'erreur de mesure et aux différentes échelles géographiques utilisées d'une étude à l'autre, comme il a été avancé par d'autres chercheurs^{8,12}. Les unités géographiques peuvent varier, depuis de petites régions administratives⁸ jusqu'à des États et des provinces³⁷, et des pays entiers²². Un atout de la présente étude est l'utilisation des SR, soit de petites unités géographiques qui sont plus homogènes et représentatives des quartiers locaux des répondants. Une autre explication possible du manque d'uniformité entre les études portant sur le capital social au niveau du domaine et la santé est les différences dans la façon dont le capital social est défini, mesuré et conceptualisé comme étant une notion multidimensionnelle complexe, ainsi que les améliorations continues apportées à cet égard^{38,39,40}. Tout comme le capital social, l'appartenance à la communauté est une notion multidimensionnelle qui englobe divers aspects, notamment les liens sociaux et le sentiment de confiance des personnes envers leur communauté, le niveau d'attachement et d'« enracinement » des personnes à leur communauté, et les caractéristiques physiques et sociales du quartier⁶. Le fait d'avoir une seule mesure d'appartenance à la communauté qui met seulement l'accent sur, par exemple, le lien social d'une personne avec une communauté peut mener à sous-estimer les façons dont les personnes tissent des liens avec une communauté et la mesure dans laquelle elles le font. Cela peut par la suite mener à sous-estimer la corrélation entre l'appartenance à la communauté et la santé. De plus, l'effet de l'appartenance à la communauté sur la santé dépend probablement des résultats précis examinés relativement à la santé.

Limites

Bien que l'utilisation de ces EPD en tant que variables de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine soit prometteuse dans les recherches secondaires, les chercheurs qui effectuent des analyses à l'aide des EPD doivent tout de même être au courant de certaines limites. Premièrement, les EPD ont une utilité limitée en tant que mesures substitutives pour l'appartenance à la communauté au niveau individuel, comme il a été mentionné précédemment. La présente étude indique que les EPD de l'appartenance à la communauté devraient être interprétées et utilisées en tant que mesures indépendantes de l'appartenance à la communauté au niveau du quartier. Elles pourraient aussi servir de mesures complémentaires au niveau du domaine pour les mesures au niveau individuel.

Deuxièmement, un modèle de lissage log-linéaire a été utilisé pour réduire l'instabilité des estimations au niveau du domaine dans les cas où la taille de l'échantillon des secteurs de recensement était petite²⁵. Cette procédure de lissage pourrait réduire les véritables écarts entre les quartiers et avoir une incidence générale sur l'atténuation de la force des corrélations observées. De plus, les EPD ont été produites en prenant compte de l'erreur de mesure. Il n'y a aucune approche établie pour intégrer les estimations de la variance au niveau des observations dans les modèles pour les variables indépendantes. Deux mesures ont été prises pour pallier ces limites et déterminer si le fait de diviser les quartiers en terciles permet de faire une distinction efficace entre les quartiers ayant un sentiment collectif d'appartenance à la communauté fort, moyen et faible. Tout d'abord, l'utilisation des terciles au lieu du résultat continu permet de combler le manque de précision des EPD en regroupant les valeurs semblables, ce qui réduit ainsi l'influence potentielle des variations mineures dans les mesures. Ensuite, en raison de ce qui précède et de la fourchette restreinte des estimations (tableaux A1a et A1b en annexe), une classification supplémentaire de trois catégories a été utilisée. Dans celle-ci, les terciles ont été réattribués en fonction des IC tirés de chaque estimation de la variance pour différencier davantage les valeurs des EPD entre le tercile supérieur et le tercile inférieur. Ces analyses de sensibilité ont produit des estimations imprécises des effets, mais ces estimations allaient dans la même direction que celles de l'analyse principale. Cela démontre que la classification initiale basée sur les terciles²⁵ pour la mesure au niveau du domaine est suffisante et efficace pour délimiter les quartiers selon l'appartenance à la communauté.

Troisièmement, la dernière limite est liée à la période temporelle des années d'enquête à l'étude et à la nature transversale de la présente analyse. Les faibles taux de réponse de l'ESCC de 2020 ont accru le risque de biais d'échantillonnage⁴¹, et la pandémie de COVID-19 pourrait aussi ne pas avoir touché de la même façon les quartiers et les personnes ayant différents niveaux d'appartenance à la communauté et différentes caractéristiques⁴². Même s'il importe de faire preuve de prudence lorsque ces aspects sont

pris en compte pour généraliser les résultats de la présente étude, les défis liés à l'ESCC de 2020 ont été un peu atténués par l'application de facteurs de pondération qui tiennent compte de la non-réponse. Bien que l'appartenance à la communauté et la santé autoévaluée en 2020 puissent présenter des variations lorsque l'on compare les données sur plusieurs années, il n'y a aucun motif impérieux qui justifie de prévoir des changements substantiels à la corrélation entre l'appartenance à la communauté et la santé. Le plan transversal de la présente étude empêche aussi de tirer des inférences causales entre l'appartenance à la communauté et la santé. Il ne permet pas non plus de déterminer la mesure dans laquelle la causalité inverse sous-tend la corrélation entre l'appartenance à la communauté et la santé. Les personnes ayant une bonne santé autoévaluée pourraient être mieux en mesure de participer à la vie communautaire et de tisser des liens sociaux, alors que celles ayant une mauvaise santé pourraient rencontrer des obstacles qui les empêchent de s'impliquer dans leur communauté et d'établir des relations. Toutefois, la mesure de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine est tirée des données recueillies de 2016 à 2019, et cette période précède la collecte des données sur la santé autoévaluée au niveau individuel en 2020. Bien que ces aspects constituent des limites pour la présente étude, de futures recherches pourraient miser sur ce phénomène pour évaluer les changements longitudinaux dans l'appartenance à la communauté des personnes et des quartiers afin de cerner les domaines d'action qui pourraient atténuer les effets de futurs événements exceptionnels⁴³.

Conclusion

La présente étude laisse entendre que les nouvelles EPD pour l'appartenance à la communauté peuvent être interprétées et utilisées de façon appropriée en tant que mesures indépendantes de l'appartenance à la communauté au niveau du quartier. Pour qu'il y ait un sentiment d'appartenance, il faut une communauté à laquelle une personne peut appartenir et qui peut fonctionner, au moins partiellement, indépendamment du sentiment d'appartenance d'une personne. Les chercheurs qui ont l'intention d'utiliser des mesures de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine en tant que mesures substitutives pour les mesures au niveau individuel dans les études où elles sont manquantes ou absentes devraient le faire avec prudence étant donné que la concordance est limitée entre les mesures au niveau individuel et celles au niveau du domaine. À mesure que progressent la quantité de données environnementales et de données d'enquête ainsi que leur qualité et leur niveau de détail, il sera nécessaire d'effectuer des recherches continues pour cerner les déterminants de l'appartenance à la communauté au niveau du quartier⁶ et d'autres aspects du capital social afin d'orienter les efforts stratégiques qui amélioreront la qualité de vie et le bien-être des Canadiens.

Tableau A1a en annexe

Statistiques descriptives et analyses de sensibilité pour comparer les terciles de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine avec les terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur de l'appartenance à la communauté au niveau du domaine¹

	Appartenance à la communauté au niveau du domaine, terciles			Appartenance à la communauté au niveau du domaine, terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur ¹		
	Faible	Modérée	Élevée	Faible	Modérée	Élevée
Statistiques descriptives des évaluations sur petits domaines						
Nombre de secteurs de recensement	1 886	1 885	1 885	1 101	4 111	444
Cote relative au sentiment d'appartenance à la communauté						
Moyenne	2,76	2,82	2,85	2,74	2,82	2,90
Écart-type	0,04	0,01	0,05	0,03	0,01	0,07
Minimum	2,67	2,80	2,82	2,67	2,69	2,85
Maximum	2,80	2,82	3,39	2,78	2,85	3,39
Limite minimale de l'intervalle de confiance de 95 %	2,49	2,76	2,78	2,56	2,49	2,80
Limite maximale de l'intervalle de confiance de 95 %	2,98	2,87	3,78	2,82	2,98	3,78
Répondants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes						
Pourcentage de la population totale (%)	33,9	34,3	31,8	20,7	72,9	6,3
Appartenance à la communauté au niveau individuel						
Très forte (%)	16,3	15,4	18,9	15,3	17,0	20,5
Plutôt forte (%)	48,8	51,4	51,7	49,4	50,6	55,2
Plutôt faible (%)	26,2	24,9	24,0	27,3	24,7	21,0
Très faible (%)	8,7	8,4	5,3	8,0	7,7	3,4
Santé autoévaluée (données provenant du modèle logit)						
Excellente ou très bonne (%)	62,1	61,8	67,2	63,7	63,2	68,4
Bonne (%)	26,9	28,0	25,1	26,5	27,1	23,2
Passable ou mauvaise (%)	11,0	10,2	7,7	9,7	9,8	8,3

1. Les secteurs de recensement figurant dans le tercile 1 « Faible » dont la limite maximale de l'intervalle de confiance chevauchait (dépassait) la valeur minimale de l'estimation sur petits domaines dans le tercile 3 « Élevée » (2,822519) ont été réattribués au tercile 2 « Modérée »; les secteurs de recensement figurant dans le tercile 3 « Élevée » dont la limite minimale de l'intervalle de confiance chevauchait (était en dessous de) la valeur maximale de l'estimation sur petits domaines dans le tercile 1 « Faible » (2,804218) ont aussi été réattribués au tercile 2 « Modérée ».

Note : On compte 5 656 secteurs de recensement au total. Il y a 20 096 répondants à l'ESCC, soit un total pondéré de 21 065 929 personnes.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2016 à 2020; Recensement de la population, 2016.

Tableau A1b en annexe

Rapports de cotes pondérés corrigés en ce qui a trait à la corrélation entre l'appartenance à la communauté au niveau du domaine et au niveau individuel et la santé autoévaluée, selon les analyses logistiques multinomiales, terciles et terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur¹

	Appartenance à la communauté au niveau du domaine, terciles			Appartenance à la communauté au niveau du domaine, terciles des estimations réattribuées en raison d'une erreur ¹		
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %		Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	
		de	a		de	a
Appartenance à la communauté au niveau individuel[†]						
Plutôt forte						
Appartenance à la communauté au niveau du domaine						
Élevée	1,00	1,00
Modérée	1,23	1,04	1,44	1,07	0,84	1,37
Faible	1,10	0,93	1,30	1,16	0,88	1,53
Plutôt faible						
Appartenance à la communauté au niveau du domaine						
Élevée	1,00	1,00
Modérée	1,27	1,04	1,56	1,38	1,02	1,86
Faible	1,21	0,99	1,48	1,56	1,11	2,20
Très faible						
Appartenance à la communauté au niveau du domaine						
Élevée	1,00	1,00
Modérée	1,89	1,44	2,47	2,42	1,53	3,85
Faible	1,75	1,32	2,31	2,59	1,56	4,31
Santé autoévaluée[‡]						
Bonne						
Appartenance à la communauté au niveau du domaine						
Élevée	1,00	1,00
Modérée	1,19	1,04	1,35	1,26	0,99	1,59
Faible	1,13	0,98	1,3	1,24	0,96	1,61
Passable ou mauvaise						
Appartenance à la communauté au niveau du domaine						
Élevée	1,00	1,00
Modérée	1,47	1,19	1,83	1,28	0,95	1,75
Faible	1,53	1,22	1,91	1,35	0,95	1,92

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Les secteurs de recensement figurant dans le tercile 1 « Faible » dont la limite maximale de l'intervalle de confiance chevauchait (dépassait) la valeur minimale de l'estimation sur petits domaines dans le tercile 3 « Élevée » (2,822519) ont été réattribués au tercile 2 « Modérée »; les secteurs de recensement figurant dans le tercile 3 « Élevée » dont la limite minimale de l'intervalle de confiance chevauchait (était en dessous de) la valeur maximale de l'estimation sur petits domaines dans le tercile 1 « Faible » (2,804218) ont aussi été réattribués au tercile 2 « Modérée ».

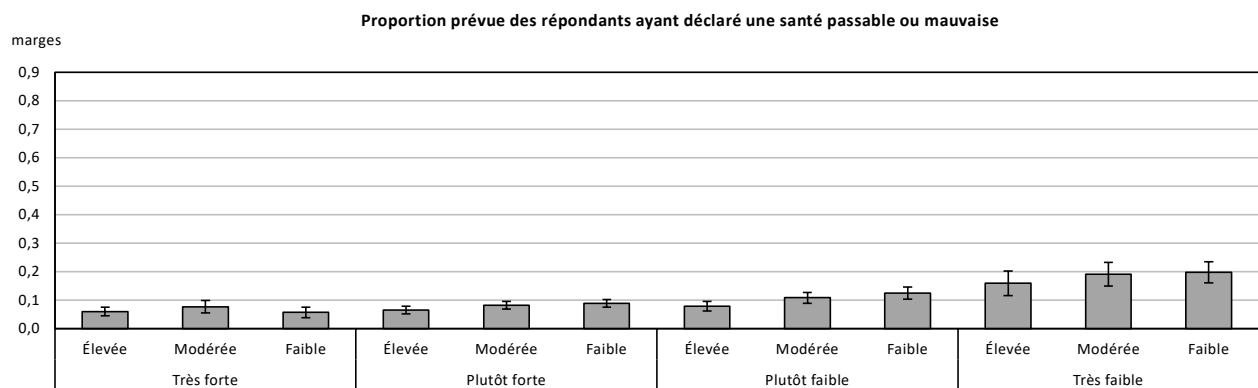
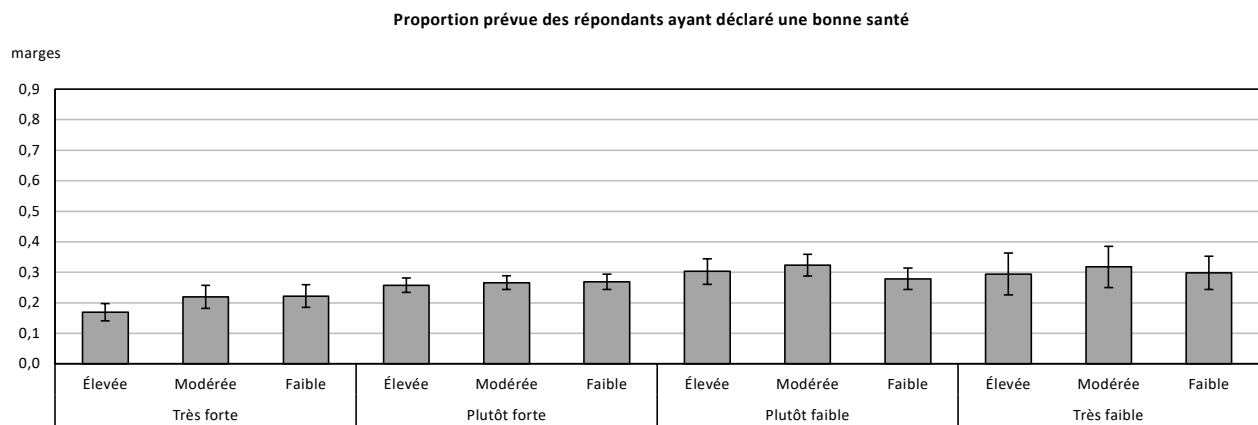
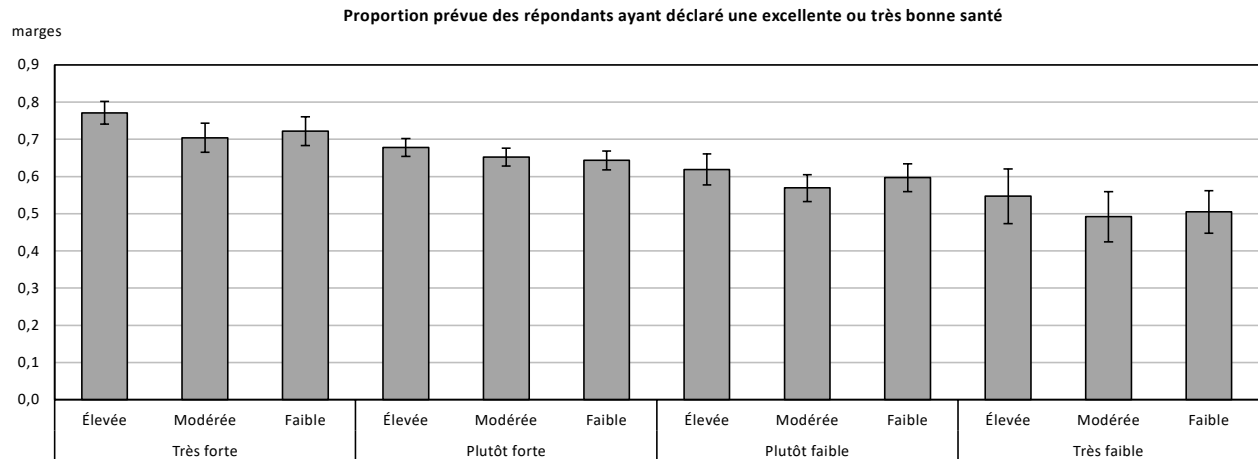
[†] Régression logistique multinomiale (comme il est décrit au tableau 2) corrigée en fonction de l'âge, du sexe, de la province, de l'état matrimonial, du revenu, de la situation d'emploi, du statut d'immigrant récent, du statut d'appartenance à une minorité visible, de la présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage, de l'usage du tabac et de l'existence de problèmes de santé chroniques. Groupe de référence : Répondants ayant un très fort sentiment d'appartenance à la communauté au niveau individuel.

[‡] Régression logistique multinomiale (comme il est décrit au tableau 3) corrigée en fonction de l'appartenance à la communauté au niveau individuel (quatre niveaux), l'âge, le sexe, la province, l'état matrimonial, le revenu, la situation d'emploi, le statut d'immigrant récent, le groupe de population, la présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage, l'usage du tabac et l'existence de problèmes de santé chroniques. Groupe de référence : Répondants ayant une excellente ou très bonne santé.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2016 à 2020; Recensement de la population, 2016.

Graphique A.1

Prédictions marginales de la proportion de répondants ayant déclaré une excellente ou très bonne santé, une bonne santé et une santé passable ou mauvaise en fonction de l'appartenance à la communauté au niveau individuel et au niveau du domaine, selon l'analyse logistique multinomiale de la santé autoévaluée et les paramètres d'interaction entre l'appartenance à la communauté au niveau individuel et celle au niveau du domaine



Notes : Les paramètres d'interaction entre les variables « au niveau individuel » et « au niveau du domaine » en ce qui a trait à l'appartenance à la communauté ont été ajoutés à un modèle de régression logistique multinomial entièrement corrigé (comme il est décrit au tableau 3), qui tient compte de l'appartenance à la communauté au niveau individuel, l'appartenance à la communauté au niveau du domaine, l'âge, le sexe, la province, l'état matrimonial, le revenu, la situation d'emploi, le statut d'immigrant récent, le groupe de population, la présence d'enfants de moins de 12 ans dans le ménage, l'usage du tabac et l'existence de problèmes de santé chroniques. Par la suite, les prédictions marginales ont été calculées à l'aide du modèle. La figure montre qu'il n'y a aucune différence visible dans la mesure dans laquelle varie la santé autoévaluée selon les niveaux d'appartenance au niveau du domaine au sein des groupes d'appartenance au niveau individuel.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2016 à 2020; Recensement de la population, 2016.

Annexe 2

Méthode, calculs et contingence pour les indices de concordance kappa

Le coefficient kappa de Cohen a été calculé comme suit : les fréquences pondérées ont été classées dans un tableau de contingence de 3 x 4, comme il est démontré ci-dessous. Les cellules diagonales *a*, *d*, *e*, *h*, *i* et *l* ont été considérées comme des concordances entre les deux indices, alors que les cellules *b*, *c*, *f*, *g*, *j* et *k* ont été considérées comme des non-concordances. Le pourcentage de concordance observée a été calculé en additionnant la somme des valeurs en concordance (*a*, *d*, *e*, *h*, *i* et *l*), puis en divisant cette valeur par le total global (*N*).

Tableau explicatif 1

Tableau de contingence des fréquences pondérées

Appartenance à la communauté au niveau individuel	Appartenance à la communauté au niveau du domaine			
	Élevée	Modérée	Faible	Total
Forte	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	(<i>a+b+c</i>)
Plutôt forte	<i>d</i>	<i>e</i>	<i>f</i>	(<i>d+e+f</i>)
Plutôt faible	<i>g</i>	<i>h</i>	<i>i</i>	(<i>g+h+i</i>)
Faible	<i>j</i>	<i>k</i>	<i>l</i>	(<i>j+k+l</i>)
Total	(<i>a+d+g+j</i>)	(<i>b+e+h+k</i>)	(<i>c+f+i+l</i>)	<i>N</i>

Source : Totalisations des auteurs.

Les fréquences attendues pour ces cellules ont été calculées en multipliant les totaux des rangées avec les totaux des colonnes, puis en divisant cette valeur par le total global (*N*), comme il est démontré ci-dessous. Le pourcentage de concordance attendu en fonction du hasard a par la suite été calculé en divisant la somme des fréquences attendues par le total global (*N*).

Tableau explicatif 2

Calculs des fréquences attendues

Appartenance à la communauté au niveau individuel	Appartenance à la communauté au niveau du domaine			
	Élevée	Modérée	Faible	Total
Forte	(<i>a+d+g+j</i>)(<i>a+b+c</i>)/ <i>N</i>	(<i>a+b+c</i>)
Plutôt forte	(<i>a+d+g+j</i>)(<i>d+e+f</i>)/ <i>N</i>	(<i>b+e+h+k</i>)(<i>d+e+f</i>)/ <i>N</i>	...	(<i>d+e+f</i>)
Plutôt faible	...	(<i>b+e+h+k</i>)(<i>g+h+i</i>)/ <i>N</i>	(<i>c+f+i+l</i>)(<i>g+h+i</i>)/ <i>N</i>	(<i>g+h+i</i>)
Faible	(<i>c+f+i+l</i>)(<i>j+k+l</i>)/ <i>N</i>	(<i>j+k+l</i>)
Total	(<i>a+d+g+j</i>)	(<i>b+e+h+k</i>)	(<i>c+f+i+l</i>)	<i>N</i>

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Totalisations des auteurs.

Le coefficient kappa a ensuite été calculé de la façon suivante :

$$\frac{\text{Concordance observée} - \text{Concordance attendue}}{1 - \text{Concordance attendue}}$$

Références

1. Sanmartin, C. Schellenberg, G., Kaddatz, J., Mader, J., Gellatly, G., Clarke, S. et coll. (2021, 12 juillet). *Améliorer les mesures du bien-être (qualité de vie) au Canada*, Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 463. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada, n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada.
2. Ross, N. (2002). Appartenance à la collectivité et santé. *Rapports sur la santé*, 13(3), 35-42.
3. Shields, M. (2008). Appartenance à la communauté et autoévaluation de l'état de santé. *Rapports sur la santé*, 19(2), 57-67.
4. Michalski, C. A., Diemert, L. M., Helliwell, J. F., Goel, V. et Rosella, L. C. (2020). Relationship between sense of community belonging and self-rated health across life stages. *SSM – Population Health*, 100676.
5. Hystad, P. et Carpiano, R. M. (2012). Sense of community-belonging and health-behaviour change in Canada. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66(3), 277-283.
6. Schellenberg, G., Lu, C. H., Schimmele, C. et Hou, F. (2018). The correlates of self-assessed community belonging in Canada: Social capital, neighbourhood characteristics, and rootedness. *Social Indicators Research*, 140(2), 597-618.
7. Macintyre, S., Ellaway, A. et Cummins, S. (2002). Place effects on health: How can we conceptualise, operationalise and measure them? *Social Science and Medicine*, 55(1), 125-139.
8. Mohnen, S. M., Völker, B., Flap, H., Subramanian, S. V. et Groenewegen, P. P. (2015). The influence of social capital on individual health: Is it the neighbourhood or the network? *Social Indicators Research*, 121(1), 195-214.
9. Waverijn, G., Wolfe, M. K., Mohnen, S., Rijken, M., Spreuwerberg, P. et Groenewegen, P. (2014). A prospective analysis of the effect of neighbourhood and individual social capital on changes in self-rated health of people with chronic illness. *BMC Public Health*, 14(1), 675.
10. Murayama, H., Fujiwara, Y. et Kawachi, I. (2012). Social capital and health: A review of prospective multilevel studies. *Journal of Epidemiology*, 22(3), 179-187.
11. Patterson, J. M., Eberly, L. E., Ding, Y. et Hargreaves, M. (2004). Associations of smoking prevalence with individual and area level social cohesion. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 58(8), 692.
12. Snelgrove, J. W., Pikhart, H. et Stafford, M. (2009). A multilevel analysis of social capital and self-rated health: Evidence from the British Household Panel Survey. *Social Science and Medicine*, 68(11), 1993-2001.
13. Engström, K., Mattsson, F., Järleborg, A. et Hallqvist, J. (2008). Contextual social capital as a risk factor for poor self-rated health: A multilevel analysis. *Social Science and Medicine*, 66(11), 2268-2280.
14. Oshio, T. (2017). Which is more relevant for perceived happiness, individual-level or area-level social capital? A multilevel mediation analysis. *Journal of Happiness Studies*, 18(3), 765-783.
15. Poortinga, W. (2006). Social relations or social capital? Individual and community health effects of bonding social capital. *Social Science and Medicine*, 63(1), 255-270.
16. Nyqvist, F., Nygård, M. et Steenbeek, W. (2014). Social capital and self-rated health amongst older people in Western Finland and Northern Sweden: a multi-level analysis. *International Journal of Behavioral Medicine*, 21(2), 337-347.
17. Pattussi, M. P., Anselmo Olinto, M. T., Rower, H. B., Souza de Baires, F. et Kawachi, I. (2016). Individual and neighbourhood social capital and all-cause mortality in Brazilian adults: A prospective multilevel study. *Public Health*, 134, 3-11.
18. De Clercq, B., Vyncke, V., Hublet, A., Elgar, F. J., Ravens-Sieberer, U., Currie, C. et coll. (2012). Social capital and social inequality in adolescents' health in 601 Flemish communities: A multilevel analysis. *Social Science and Medicine*, 74(2), 202-210.
19. Kim, D., Subramanian, S. V. et Kawachi, I. (2006). Bonding versus bridging social capital and their associations with self rated health: A multilevel analysis of 40 US communities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60(2), 116.
20. Sundquist, K. et Yang, M. (2007). Linking social capital and self-rated health: A multilevel analysis of 11,175 men and women in Sweden. *Health and Place*, 13(2), 324-334.
21. Fujisawa, Y., Hamano, T. et Takegawa, S. (2009). Social capital and perceived health in Japan: An ecological and multilevel analysis. *Social Science and Medicine*, 69(4), 500-505.
22. Poortinga, W. (2006). Social capital: An individual or collective resource for health? *Social Science and Medicine*, 62(2), 292-302.
23. Saville, C. W. N. (2021). Not belonging where others do: A cross-sectional analysis of multi-level social capital interactions on health and mental well-being in Wales. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 75(4), 349-356.
24. Subramanian, S. V., Kim, D. J. et Kawachi, I. (2002). Social trust and self-rated health in US communities: A multilevel analysis. *Journal of Urban Health*. 79(1), S21-S34.
25. Beaumont, J.-F., Bocci, C., Fonberg, J. et Schellenberg, G. (2021, 16 novembre). *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, n° 035. Ottawa (Ontario). Statistique Canada, n° 11-633-X au catalogue de Statistique Canada.
26. Ross, N. A., Tremblay, S. S. et Graham, K. (2004). Neighbourhood influences on health in Montreal, Canada. *Social Science and Medicine*, 59(7), 1485-1494.
27. Kong, A. Y. et Zhang, X. (2020). The use of small area estimates in place-based health research. *American Journal of Public Health*, 110(6), 829-832.

28. Statistique Canada. (2021). Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Composante annuelle, guide de l'utilisateur : fichier de microdonnées de 2020. Ottawa : Statistique Canada.
29. Carpiano, R. M. et Hystad, P. W. (2011). Sense of community belonging in health surveys: What social capital is it measuring? *Health and Place*, 17(2), 606-617.
30. Kitchen, P., Williams, A. et Chowhan, J. (2012). Sense of community belonging and health in Canada: A regional analysis. *Social Indicators Research*, 107(1), 103-126.
31. Hidioglou, M. A., Beaumont, J.-F. et Yung, W. (2019). Élaboration d'un système d'estimation sur petits domaines à Statistique Canada. *Techniques d'enquête*, 45(1), 107-133, n° 12-001-X au catalogue de Statistique Canada. Accessible à l'adresse <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/12-001-x/2019001/article/00009-fra.htm> (site consulté le 31 août 2023).
32. Schnittker, J. et Bacak, V. (2014). The increasing predictive validity of self-rated health. *PLoS ONE*, 9(1).
33. Idler, E. L. et Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 21-37.
34. Landis, J. R. et Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159-174.
35. Buajitti, E., Chiodo, S. et Rosella, L. C. (2020). Agreement between area- and individual-level income measures in a population-based cohort: Implications for population health research. *SSM-Population Health*, 100553.
36. Campos-Matos, I., Subramanian, S. V. et Kawachi, I. (2015). The “dark side” of social capital: Trust and self-rated health in European countries. *European Journal of Public Health*, 26(1), 90-95.
37. Kim, D. et Kawachi, I. (2006). A multilevel analysis of key forms of community- and individual-level social capital as predictors of self-rated health in the United States. *Journal of Urban Health*, 83(5), 813-826.
38. Harpham, T., Grant, E. et Thomas, E. (2002). Measuring social capital within health surveys: Key issues. *Health Policy and Planning*, 17(1), 106-111.
39. Mackenbach, J. D., Lakerveld, J., van Lenthe, F. J., Kawachi, I., McKee, M., Rutter, H. et coll. (2016). Neighbourhood social capital: Measurement issues and associations with health outcomes. *Obesity Reviews*, 17(S1), 96-107.
40. Paldam, M. (2000). Social capital: One or many? Definition and measurement. *Journal of Economic Surveys*, 14(5), 629-653.
41. Colley, R. C. et Watt, J. (2022). Les répercussions inégales de la pandémie de COVID-19 sur les habitudes d'activité physique des Canadiens. *Rapports sur la santé*, 33(5), 23-35.
42. Laurence, J. et Kim, H. H. (2021). Individual and community social capital, mobility restrictions, and psychological distress during the COVID-19 pandemic: A multilevel analysis of a representative US survey. *Social Science and Medicine*, 287, 114361.
43. Jewett, R. L., Mah, S. M., Howell, N. et Larsen, M. M. (2021). Social cohesion and community resilience during COVID-19 and pandemics: A rapid scoping review to inform the United Nations research roadmap for COVID-19 recovery. *International Journal of Health Services*, 51(3), 325-336.