

Rapports sur la santé

Inégalités en matière d'accès aux services de soins primaires et à l'assurance-maladie chez les adultes noirs au Canada



par Thomas J. Charters, Toyib Olaniyan et Leanne C. Findlay

Date de diffusion : le 15 juillet 2026



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, 2026

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.

Inégalités en matière d'accès aux services de soins primaires et à l'assurance-maladie chez les adultes noirs au Canada

par Thomas J. Charters, Toyib Olaniyan  et Leanne C. Findlay 

DOI: <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202600700001-fra>

RÉSUMÉ

Contexte

Des recherches antérieures ont démontré que les adultes noirs au Canada connaissent des taux plus élevés de mortalité par cause et des écarts dans les taux de diagnostic et d'hospitalisation comparativement aux adultes blancs. Ces disparités peuvent témoigner de différences sous-jacentes en matière d'accès aux soins de santé. La présente étude vise à déterminer s'il existe des inégalités en matière d'accès aux soins de santé primaires et aux soins pharmaceutiques entre les adultes noirs et les adultes blancs au Canada.

Données et méthodes

La présente étude repose sur des données groupées tirées de l'Enquête annuelle sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2015 à 2019. L'accès aux soins a été mesuré à l'aide d'indicateurs relatifs à l'accès aux soins primaires et à un régime d'assurance-médicaments. Les inégalités ont été mesurées selon les différences brutes et ajustées entre les adultes noirs et les adultes blancs, et des méthodes de décomposition contrefactuelle ont été appliquées afin de déterminer les contributions de facteurs particuliers aux inégalités observées.

Résultats

L'accès aux soins primaires et à un régime d'assurance-médicaments était considérablement inférieur chez les adultes noirs âgés de 25 ans et plus, comparativement aux adultes blancs du même groupe d'âge, de 2015 à 2019. Environ les trois quarts des différences observées quant au fait d'avoir un fournisseur habituel de soins de santé et un régime d'assurance-médicaments s'expliquaient par des différences, entre les populations, dans les niveaux de covariables mesurées, y compris les facteurs démographiques, socioéconomiques et liés à l'immigration. À l'inverse, moins du tiers de la différence observée dans le fait de se rendre chez le médecin pour soigner un problème mineur s'expliquait par des covariables du modèle.

Interprétation

Une grande partie des inégalités mesurées entre les adultes noirs et les adultes blancs quant au fait d'avoir un fournisseur habituel de soins de santé et un régime d'assurance-médicaments était attribuable aux différences dans les facteurs démographiques, le statut d'immigrant et les variables socioéconomiques. Cependant, les inégalités en matière de consultation d'un médecin pour un problème mineur s'expliquaient moins bien par ces facteurs. En effet, les facteurs socioéconomiques, y compris le niveau de scolarité, le niveau de compétences professionnelles et le revenu du ménage, représentent des déterminants modifiables qui pourraient contribuer à réduire les disparités observées.

Mots-clés

Disparités en matière de soins de santé; accessibilité des services de santé; groupes racisés; adulte; Canada

AUTEURS

Thomas J. Charters, Toyib Olaniyan et Leanne C. Findlay 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

- Des analyses antérieures effectuées auprès de cohortes fondées sur la population à l'échelle nationale, comme la Cohorte santé et environnement du recensement canadien, ont mis en évidence des risques élevés de mortalité chez les adultes noirs, comparativement aux adultes blancs au Canada.
- Des analyses subséquentes ont révélé des diagnostics ou des hospitalisations accrues, en plus de différences au chapitre de la capacité de survie pour la mortalité par cause, chez les adultes noirs par rapport aux adultes blancs, les résultats variant par sexe et par cause de décès.
- Comparativement aux Canadiens non racisés, les Canadiens noirs affichent des niveaux plus faibles d'accès aux soins de santé. Cependant, des études antérieures ont permis de conclure que cette différence peut être attribuable aux différences démographiques et socioéconomiques entre la population noire et la population blanche au Canada.

Ce qu'apporte l'étude

- La présente étude permet de mettre à jour les travaux de recherche sur l'inégalité dans l'accès aux soins primaires et à un régime d'assurance-médicaments entre les adultes noirs et les adultes blancs vivant au Canada de 2015 à 2019.
- Cette étude repose sur des méthodes de décomposition contrefactuelle de Blinder–Oaxaca pour quantifier les contributions de facteurs particuliers aux inégalités entre les adultes noirs et les adultes blancs en matière d'accès aux soins primaires et à un régime d'assurance-médicaments et pour déterminer la partie de la différence qui s'expliquait par ces facteurs.
- Les inégalités en matière d'accès entre les adultes noirs et les adultes blancs peuvent être en grande partie, mais pas entièrement, liées aux différences dans les facteurs démographiques, le statut d'immigrant et la situation socioéconomique.
- Les parties « inexplicables » des inégalités restantes après égalisation des covariables entre les adultes noirs et les adultes blancs ont contribué à environ un quart et à environ deux tiers des écarts en matière d'accès. Cette composante inexplicée porte à croire que même lorsque les adultes noirs et les adultes blancs présentent des profils socioéconomiques et démographiques similaires, des disparités persistent en matière d'accès, ce qui laisse supposer qu'il existe des facteurs biologiques, culturels et structurels non mesurés, en plus des erreurs de mesure.

En 2021, la population noire du Canada était composée de 1,5 million de personnes aux diverses origines ethniques et culturelles, parlant différentes langues et originaires de différents pays¹. Des recherches antérieures ont permis de conclure que le fardeau des maladies de cette population était plus élevé que celui de la population blanche au Canada, y compris une prévalence plus élevée de diabète et d'hypertension, des taux plus élevés de facteurs de risque comportementaux liés aux maladies cardiovasculaires^{2,3}, ainsi qu'une plus grande mortalité normalisée selon l'âge pendant la pandémie de COVID-19⁴. De plus, les Canadiens noirs connaîtraient un certain nombre d'inégalités au chapitre des déterminants sociaux de la santé en ce qui concerne le revenu, l'éducation, l'emploi, la sécurité alimentaire et le logement comparativement aux Canadiens blancs⁵.

Des études récentes qui reposent sur les Cohortes santé et environnement du recensement canadien ont révélé un risque plus élevé de mortalité par cause chez les adultes noirs comparativement aux adultes blancs, y compris une mortalité plus élevée associée au VIH/SIDA, au diabète sucré, au cancer de l'utérus (chez les femmes) et au cancer de la prostate (chez les hommes)⁶. Une étude de suivi⁷ a permis d'examiner les chemins parcourus avant la mortalité, déterminant que les taux de diagnostic ou de cas d'hospitalisation étaient plus élevés

chez les adultes noirs par rapport aux adultes blancs, alors que les taux de survie variaient selon la cause de décès. Les facteurs sous-jacents qui précèdent la maladie et qui contribuent possiblement à sa gravité et à la capacité d'y survivre après un diagnostic peuvent contribuer au risque accru de mortalité des adultes noirs comparativement aux adultes blancs. À ce titre, il est justifié d'examiner l'inégalité dans l'accès aux soins de santé entre les adultes noirs et les adultes blancs au Canada, étant donné que l'accès aux soins de santé peut contribuer aux différences de morbidité et de mortalité entre les adultes noirs et les adultes blancs.

L'égalité de l'accès aux soins de santé désigne l'égalité d'accès aux soins pour les personnes ayant les mêmes besoins, où les services sont de qualité, fournis en temps opportun et exempts d'obstacles^{8,9}. Un grand nombre d'études canadiennes ont porté sur l'accès aux soins primaires. Les soins primaires constituent le premier point de contact pour la plupart des patients, font intervenir en grande partie des médecins de famille et des médecins généralistes, proposent des soins de longue durée et individuels, et sont coordonnés avec d'autres éléments du système de santé¹⁰⁻¹². L'accès aux soins primaires est couramment mesuré en fonction des possibilités d'utiliser un service (p. ex. le fait d'avoir un médecin habituel) ou de l'utilisation (p. ex. le nombre de consultations)⁹. La présente

étude porte sur le premier aspect, étant donné que l'utilisation pourrait être davantage soumise à des facteurs intangibles ou non mesurés (p. ex. préférences en matière de soins, comorbidités).

Le système public et universel de soins de santé au Canada permet d'obtenir gratuitement, au point de service, les services d'un médecin, d'un hôpital et de diagnostic qui sont nécessaires sur le plan médical¹³. En principe, l'accès à des services assurés par le régime public repose sur les besoins plutôt que sur la capacité de payer, bien que la répartition des ressources dans le système de santé conduise souvent à un accès inégal aux services de santé. En 2023, plus de 4 Canadiens sur 5 avaient un fournisseur habituel de soins de santé (83 %), alors que près de 1 Canadien sur 10 déclarait avoir des besoins de soins de santé insatisfaits en 2022¹⁴. On a constaté que l'inscription auprès d'un fournisseur de soins primaires et une solide continuité de ces soins améliorent grandement l'accès aux soins réguliers¹⁵, augmentent le respect des soins préventifs^{16,17}, améliorent la gestion des problèmes de santé chroniques^{18,19}, réduisent la probabilité d'avoir des besoins en soins de santé insatisfaits²⁰, diminuent les cas d'hospitalisation et les visites à la salle d'urgence^{17,21-24} et diminuent la mortalité^{25,26}.

Contrairement aux services prodigués par un médecin et à l'hôpital, les médicaments sur ordonnance qui sont pris en dehors des hôpitaux ne sont pas pris en charge par la couverture universelle au Canada¹³. Ils sont plutôt couverts à la fois par un programme subventionné par le gouvernement et une assurance privée, où les coûts des médicaments peuvent être assumés en partie par les régimes provinciaux (p. ex. pour des groupes tels que les aînés ou les familles à faible revenu, ou pour certains médicaments à coût élevé)²⁷ ou par des régimes d'assurance-maladie complémentaires, souvent offerts par l'entremise des employeurs²⁸. L'absence de régime d'assurance-médicaments a été associée à des taux plus élevés de non-respect en raison du coût (où les patients peuvent omettre de prendre leurs médicaments ou retarder leur prise en raison de leur coût)²⁸⁻³⁰ et à un fardeau financier élevé pour les familles³¹. En 2016, environ 1 Canadien sur 5 n'avait pas de régime d'assurance-médicaments²⁸. Pour ces raisons, la présente étude prend en considération le régime d'assurance-médicaments comme une mesure secondaire de l'accès.

Relativement peu d'études canadiennes ont permis d'examiner les inégalités en matière d'accès aux soins de santé entre des groupes racisés, en particulier pour les populations noires. En 2023, 84 % des Canadiens non racisés avaient un fournisseur habituel de soins, comparativement à 72 % des Canadiens noirs¹⁴. Les différences quant au fait d'avoir un fournisseur habituel de soins de santé s'expliquaient par les différences dans les caractéristiques démographiques et socioéconomiques entre les populations noires et la population blanche³² et entre les populations racisées et les populations non racisées au Canada³³. Cependant, d'autres données probantes donnent à penser que les inégalités raciales en matière d'accès ont augmenté au fil du temps³⁴ ou varient en fonction du type de

service³⁵, comme le recours moins fréquent aux services de santé mentale parmi les Canadiens noirs³⁶. Une étude qualitative a mis en évidence les expériences de discrimination ou d'obstacles à l'accès parmi les populations racisées recevant des services de santé^{37,38}. Les expériences de discrimination dans les soins sont susceptibles de réduire le contact avec le système de santé et d'avoir une incidence sur la confiance et la satisfaction des patients, la communication et le respect du traitement³⁹.

Les inégalités en matière d'accès aux soins de santé peuvent être associées à une diminution des soins réguliers et préventifs et entraîner un risque accru de besoins en soins de santé insatisfaits, de morbidité, d'hospitalisation et de mortalité. La présente étude permet d'examiner l'inégalité dans l'accès aux soins primaires et à un régime d'assurance-médicaments (ci-après appelé l'« accès aux soins primaires et aux soins pharmaceutiques ») entre les adultes noirs et les adultes blancs vivant au Canada de 2015 à 2019. Cette étude permet d'examiner les différences en matière d'accès aux soins de santé entre les adultes canadiens noirs et les adultes canadiens blancs âgés de 25 ans et plus et permet d'évaluer de quelle façon et dans quelle mesure les facteurs démographiques et socioéconomiques contribuent aux inégalités dans l'accès grâce à l'utilisation d'une analyse par régression et de méthodes de décomposition contrefactuelle.

Méthodes et documents

Données

Dans le cadre de la présente étude, les données regroupées des cycles de 12 mois de l'Enquête annuelle sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2015 à 2019 ont été utilisées. L'ESCC est une enquête transversale représentative qui porte sur l'état de santé, les comportements influant sur la santé et l'accès aux soins de santé, en plus de dresser les profils démographiques et socioéconomiques détaillés des répondants. L'ESCC recueille des renseignements sur la population canadienne âgée de 12 ans et plus résidant dans un logement privé, à l'exception des personnes vivant dans des réserves indiennes, sur des terres de la Couronne ou dans des établissements, dans des régions éloignées ou qui servent dans les Forces canadiennes⁴⁰. Les résidents des territoires ne sont pas représentés dans les enquêtes d'une période d'un an. Environ 98 % des Canadiens âgés de 12 ans et plus sont représentés par l'ESCC⁴⁰. Les taux de réponse annuels variaient de 54,4 % à 62,8 % au cours de cette période.

Mesures

L'accès aux soins primaires a été mesuré en fonction de trois mesures de résultat, tandis que l'accès aux soins pharmaceutiques a été mesuré en fonction d'une mesure. La mesure de l'accès aux soins primaires comprenait : a) est-ce que la personne avait un fournisseur habituel de soins de santé (« Avez-vous un fournisseur habituel de soins de santé? Par

ceci, nous entendons un professionnel de la santé que vous consultez ou à qui vous parlez régulièrement lorsque vous avez besoin de soins ou de conseils concernant votre santé »); b) est-ce que la personne avait un endroit habituel où obtenir des soins immédiats pour un problème de santé mineur et, dans l'affirmative; c) est-ce que ces soins étaient reçus dans un bureau de médecin ou ailleurs (y compris dans une clinique externe d'un hôpital, un centre de santé communautaire ou un centre local de services communautaires, une clinique sans rendez-vous, une salle d'urgence d'un hôpital ou ailleurs). Des questions sur le régime d'assurance-médicaments ont été posées dans toutes les provinces en 2015, 2016 et 2019 (elles ont été omises en 2017 et 2018, lorsqu'elles faisaient plutôt partie d'un module optionnel s'adressant à moins de 6 % des répondants), notamment la question suivante : « Avez-vous une assurance qui couvre en totalité ou en partie les frais de vos médicaments sur ordonnance? »

Les répondants ont précisé les groupes racisés ou culturels auxquels ils s'identifiaient : Blanc, Sud-Asiatique, Chinois, Noir, Philippin, Latino-Américain, Arabe, Asiatique du Sud-Est, Asiatique occidental, Coréen, Japonais et autres groupes. Les personnes qui s'étaient identifiées comme étant uniquement blanches ou uniquement noires (qui n'ont pas sélectionné plusieurs origines ethniques ou culturelles) ont été classées comme adultes blancs et adultes noirs, respectivement. Une troisième catégorie englobait tous les autres groupes ethniques et culturels. Les répondants déclarant des identités autochtones n'ont pas été inclus dans la présente étude, puisqu'ils constituent un groupe identitaire distinct en vertu de la *Loi sur l'équité en matière d'emploi*⁴¹, ayant une histoire, une culture et une société uniques au Canada. En outre, l'ESCC n'avait pas les moyens nécessaires pour mener des analyses pour chacun des groupes d'identité autochtone.

Les caractéristiques liées aux déterminants sociaux de la santé ont été incluses comme covariables du modèle et sélectionnées en fonction de leurs associations avec la santé et l'accès aux soins^{6,9,15}. Ces covariables comprenaient le sexe, l'âge (25 à 34 ans, 35 à 44 ans, 45 à 54 ans, 55 à 64 ans, 65 à 74 ans, et 75 ans ou plus) et le niveau de scolarité (plus haut certificat, diplôme ou grade obtenu est inférieur au baccalauréat, ou baccalauréat ou grade supérieur). La Classification nationale des professions (CNP) a été utilisée pour classer les professions à partir de la description de l'activité donnée par les répondants, en plus de servir à obtenir les niveaux de compétence de la CNP comme mesure des études, de la formation et de l'expérience nécessaires pour accéder à diverses professions^{42,43}. Les catégories comprenaient le niveau 0 (postes de gestion), le niveau de compétence A (emplois professionnels), le niveau B (emplois techniques et métiers spécialisés), le niveau C (emplois peu spécialisés), le niveau D (emplois de manœuvre) et la catégorie n'ayant pas lieu de figurer (personnes n'occupant pas un emploi dans la semaine de référence pour des raisons autres qu'une absence temporaire). Les autres covariables comprenaient les quintiles de revenu du ménage, la région géographique (Atlantique, Québec, Ontario, Prairies et

Colombie-Britannique), le centre de population (grands centres de population urbains de 100 000 personnes ou plus, moyens centres de population de 30 000 personnes à moins de 100 000 personnes, petits centres de population de 1 000 à moins de 30 000 personnes, et régions rurales de moins de 1 000 personnes), la situation des particuliers dans le ménage et la situation familiale (personne hors famille vivant seule, personne hors famille vivant avec d'autres personnes, personne vivant avec un conjoint ou un partenaire, parent vivant avec un conjoint ou un partenaire et des enfants, parent seul vivant avec des enfants, ou autre) et le statut d'immigrant (immigrant reçu ou résident non permanent, ou non-immigrant).

D'autres variables ont permis d'enquêter sur le profil de santé des répondants. Les marqueurs de l'état de santé comprenaient la santé générale autoévaluée et la santé mentale autoévaluée (mauvaise, passable ou bonne comparativement à très bonne ou excellente); le diagnostic d'un professionnel de la santé concernant l'hypertension, le diabète ou les maladies cardiaques; le nombre de problèmes de santé chroniques (aucun et un ou plusieurs). Les catégories d'indice de masse corporelle (IMC)⁴⁴ ont été calculées (poids insuffisant ou poids normal : IMC inférieur à 25,0 kg/m² comparativement à embonpoint ou obésité : IMC égal ou supérieur à 25,0 kg/m²), en excluant toutefois les femmes enceintes.

Techniques analytiques

Une analyse descriptive a permis de dresser les profils démographiques, socioéconomiques et de l'état de santé des adultes noirs et des adultes blancs. Les inégalités entre les adultes noirs et les adultes blancs en matière d'accès aux soins primaires et aux soins pharmaceutiques ont été quantifiées en estimant les différences brutes et ajustées. Des modèles de régression logistique multivariée ont permis d'effectuer une régression des indicateurs d'accès dans une variable de groupe racisé ou culturel à trois catégories (Blanc, Noir ou autre ou multiple), en plus des covariables démographiques et socioéconomiques. L'inclusion de groupes racisés autres ou multiples a rendu possible une estimation plus détaillée des associations indépendantes, reflétant la réalité nationale. Des marges prédictives ont été extraites de modèles à ajustement afin d'estimer les contrastes absolus (différence des risques [RD]) et relatifs (risque relatif [RR]) dans la probabilité d'accès ajustée conditionnelle aux covariables observées, la population blanche étant le groupe de référence.

L'analyse par décomposition de Blinder-Oaxaca^{45,46} a été utilisée pour décomposer les différences en matière d'accès aux soins primaires et aux soins pharmaceutiques entre les adultes noirs et les adultes blancs au Canada en parties « expliquées » et « inexpliquées ». Cette méthode reposait sur une approche à deux volets, ou regroupée, appliquant la commande Oaxaca dans le logiciel statistique Stata⁴⁷. La partie expliquée représente la différence des résultats attribuables aux écarts entre les groupes en ce qui concerne les niveaux des variables indépendantes (ce qui est appelé l'effet de quantité). Autrement dit, on y anticipe l'accès aux soins primaires chez les adultes

noirs dans le scénario contrefactuel où les adultes noirs présentaient les mêmes caractéristiques que les adultes blancs, comme on l'a observé dans le modèle. La partie inexpliquée se rapporte aux différences dans les associations entre les prédicteurs et les résultats entre les adultes noirs et les adultes blancs (autrement dit, les différences dans les estimations des coefficients et des ordonnées à l'origine). La partie inexpliquée^{48,49} persiste dans le scénario où les niveaux de

prédicteurs des adultes noirs et des adultes blancs sont égaux et peuvent se rapporter à des différences entre les groupes en matière de variables non observées et à des sources d'erreurs de mesure, et pourrait refléter des facteurs sociétaux structurels. La décomposition détaillée comprenait cinq catégories : les catégories démographiques (sexe, âge), socioéconomiques (niveau de scolarité, niveau de compétence de la CNP, revenu du ménage), géographiques (région géographique,

Table 1

Demographic and socioeconomic profile of Black and White adults aged 25 years and older, Canada, 2015 to 2019¹

	Black adults			White adults			Difference		
	Percentage	95% confidence interval from to		Percentage	95% confidence interval from to		Percentage	95% confidence interval from to	
Sex									
Male	48,2	45,5	50,9	48,8	48,5	49,0	-0,6	-3,3	2,2
Female	51,8	49,1	54,5	51,2	51,0	51,5	0,6	-2,2	3,3
Age									
25 to 34 years	27,4	24,9	30,0	17,8	17,6	18,1	9,5	7,0	12,1
35 to 44 years	28,4	26,0	30,9	16,4	16,2	16,6	12,0	9,5	14,5
45 to 54 years	20,9	18,6	23,5	18,6	18,2	18,9	2,4	-0,1	4,8
55 to 64 years	10,7	9,2	12,5	21,3	21,1	21,6	-10,6	-12,2	-8,9
65 to 74 years	8,2	6,8	9,7	15,7	15,5	15,8	-7,5	-9,0	-6,0
75 years and older	4,4	3,6	5,5	10,3	10,1	10,4	-5,8	-6,8	-4,9
Educational attainment									
Less than a bachelor's degree	69,0	66,6	71,4	73,7	73,3	74,1	-4,7	-7,1	-2,2
Bachelor's degree or higher	31,0	28,6	33,4	26,3	25,9	26,7	4,7	2,2	7,1
National Occupational Classification skill level									
Not employed	30,1	27,7	32,6	38,3	38,0	38,7	-8,3	-10,7	-5,8
Management occupations	2,5	1,9	3,4	6,9	6,7	7,1	-4,4	-5,1	-3,6
Skill level A	15,3	13,5	17,4	14,9	14,6	15,2	0,4	-1,5	2,4
Skill level B	20,5	18,5	22,8	22,2	21,9	22,5	-1,6	-3,8	0,5
Skill level C	23,7	21,4	26,2	13,8	13,5	14,1	9,9	7,4	12,3
Skill level D	7,8	6,4	9,6	3,9	3,7	4,0	3,9	2,3	5,5
Household income									
Quintile 1 (lowest)	35,6	32,6	38,6	15,2	14,8	15,5	20,4	17,4	23,4
Quintile 2	24,2	21,9	26,6	18,9	18,6	19,2	5,3	2,9	7,7
Quintile 3	19,0	16,8	21,4	20,5	20,2	20,8	-1,6	-3,8	0,7
Quintile 4	13,5	11,7	15,4	21,9	21,5	22,2	-8,4	-10,3	-6,6
Quintile 5 (highest)	7,8	6,6	9,2	23,6	23,2	23,9	-15,7	-17,1	-14,4
Geographic region									
Atlantic	1,8	1,4	2,4	8,2	8,1	8,3	-6,3	-6,9	-5,8
Quebec	27,7	25,1	30,5	26,9	26,7	27,2	0,8	-1,9	3,5
Ontario	52,1	48,9	55,3	35,2	34,9	35,5	16,9	13,7	20,2
Prairies	15,4	13,6	17,3	17,7	17,5	17,9	-2,4	-4,2	-0,5
British Columbia	3,0	2,4	3,8	12,0	11,8	12,2	-9,0	-9,8	-8,3
Population centre classification									
Rural area	2,5	1,9	3,3	21,6	21,0	22,2	-19,1	-19,9	-18,2
Small population centre	2,6	2,1	3,3	14,5	14,0	15,0	-11,9	-12,6	-11,2
Medium population centre	3,3	2,7	3,9	10,5	10,1	10,9	-7,2	-7,9	-6,5
Large urban population centre	91,6	90,4	92,6	53,4	52,8	54,0	38,2	37,0	39,4
Living arrangement									
Unattached individual living alone	17,3	15,5	19,3	18,9	18,3	19,7	-1,6	-3,3	0,0
Unattached individual living with others	6,9	5,7	8,3	3,7	3,5	3,9	3,2	1,9	4,4
Individual living with a spouse or partner	11,5	10,1	13,1	35,6	35,2	35,9	-24,1	-25,6	-22,6
Parent living with a spouse or partner and children	32,2	29,7	34,7	28,3	27,7	28,9	3,9	1,3	6,4
Single parent living with children	14,9	12,9	17,0	4,8	4,7	5,0	10,0	8,0	12,1
Other living arrangement	17,3	14,8	20,2	8,6	8,3	9,0	8,7	6,1	11,3
Immigrant status									
Immigrant	83,4	81,4	85,3	13,4	13,1	13,7	70,0	68,0	72,0
Non-immigrant	16,6	14,7	18,6	86,6	86,3	86,9	-70,0	-72,0	-68,0

Note: 1. N=203,059; weighted N=19,086,076.

Source: Statistics Canada, Canadian Community Health Survey, 2015 to 2019.

classification du centre de population), de la situation des particuliers dans le ménage et du statut d'immigrant. Compte tenu des résultats binaires, une extension de décomposition non linéaire⁵⁰ peut être ajustée à des modèles logit. Des recherches antérieures sur la santé ont eu recours à la décomposition pour examiner les inégalités raciales en matière d'obésité⁴⁸, d'utilisation des soins de santé⁵¹ et des issues des grossesses⁵², en plus d'une variation géographique de l'obésité⁵³.

En guise d'analyse de sensibilité, l'analyse par décomposition de Blinder–Oaxaca a été répétée auprès d'un sous-échantillon de répondants en âge de travailler âgés de 25 à 64 ans, étant donné que les répondants âgés de 65 ans et plus auraient pu avoir accès à des structures de prestations différentes²⁷. D'autres analyses ont cherché à vérifier si l'état de santé avait modifié l'association entre le groupe racisé ou culturel et les soins primaires et les soins pharmaceutiques en incluant des termes de produit entre le groupe racisé ou culturel et l'état de santé dans les modèles de régression logistique. Bien que l'état de santé puisse varier en fonction du groupe racisé ou culturel, si l'on part du principe qu'il est touché par les résultats en matière d'accès aux soins de santé, il ne devrait pas être inclus dans

l'ajustement de régression, car son inclusion pourrait introduire un biais dans l'estimation⁵⁴. Cependant, les données probantes sur l'interaction peuvent mettre en évidence des limites statistiques si l'état de santé affiche des effets différentiels forts et persistants selon le groupe racisé ou culturel, lequel est omis du modèle.

Les fichiers annuels de l'ESCC ont été regroupés pour les années 2015 à 2019 (2015, 2016 et 2019 pour les résultats en matière d'assurance) afin de générer une taille d'échantillon suffisante pour l'analyse multivariée des adultes noirs. En suivant les procédures recommandées^{55,56}, les poids d'échantillon ont été rééchantillonnés pour tenir compte des différences de tailles d'échantillon entre les cycles. Afin de tenir compte de la conception complexe de l'ESCC⁴⁰, des répliques bootstrap répétées⁵⁷ à l'aide de poids ajustés par regroupement ont été utilisées pour estimer la probabilité et l'erreur-type dans toutes les procédures descriptives et analytiques. Toutes les analyses ont été effectuées au moyen de la version 18.0 de Stata⁵⁸.

Tableau 2

Profil de santé des adultes blancs et des adultes noirs âgés de 25 ans et plus, Canada, 2015 à 2019¹

	Adultes noirs			Adultes blancs			Différence		
	pourcentage	intervalle de confiance de 95 %		pourcentage	intervalle de confiance de 95 %		pourcentage	intervalle de confiance de 95 %	
		de	à		de	à		de	à
État de santé autoévalué									
Mauvais	1,8 ^E	1,3	2,6	2,8	2,7	2,9	-1,0	-1,6	-0,3
Passable	8,3	6,9	10,1	8,1	7,9	8,3	0,2	-1,4	1,8
Bon	27,8	25,4	30,4	27,4	27,0	27,7	0,5	-2,1	3,0
Très bon	32,3	29,6	35,1	38,3	37,9	38,6	-6,0	-8,7	-3,2
Excellent	29,7	27,0	32,6	23,5	23,1	23,8	6,3	3,4	9,1
État de santé mentale autoévalué									
Mauvais	1,2 ^E	0,8	1,9	1,3	1,2	1,4	-0,1	-0,6	0,4
Passable	4,6	3,5	6,0	5,3	5,2	5,5	-0,7	-2,0	0,5
Bon	19,7	17,6	22,0	22,4	22,1	22,7	-2,7	-4,9	-0,5
Très bon	33,5	30,6	36,6	38,1	37,7	38,5	-4,6	-7,6	-1,6
Excellent	40,9	38,1	43,8	32,9	32,5	33,2	8,1	5,2	10,9
Souffre de diabète									
Non	89,2	87,3	90,9	92,1	91,9	92,3	-2,9	-4,7	-1,0
Oui	10,8	9,1	12,7	7,9	7,7	8,1	2,9	1,0	4,7
Fait de l'hypertension									
Non	80,0	77,4	82,3	79,1	78,8	79,4	0,9	-1,6	3,3
Oui	20,0	17,7	22,6	20,9	20,6	21,2	-0,9	-3,3	1,6
A une maladie cardiaque									
Non	98,3	97,5	98,9	94,5	94,3	94,6	3,9	3,2	4,5
Oui	1,7 ^E	1,1	2,5	5,5	5,4	5,7	-3,9	-4,5	-3,2
Nombre de problèmes de santé chroniques									
Aucun	62,7	59,8	65,5	48,8	48,4	49,2	13,9	11,1	16,8
Un	21,5	19,2	23,9	27,6	27,3	27,9	-6,1	-8,5	-3,8
Deux	10,3	8,7	12,3	14,5	14,2	14,7	-4,1	-5,9	-2,3
Trois ou plus	5,5	4,4	6,9	9,2	9,0	9,4	-3,7	-4,9	-2,4
Catégorie d'indice de masse corporelle									
Poids normal ou insuffisant	28,8	26,3	31,4	32,3	32,0	32,7	-3,5	-6,1	-1,0
Embonpoint	41,2	38,4	44,0	37,3	36,9	37,7	3,9	1,1	6,7
Obésité	30,0	27,4	32,7	30,3	30,0	30,7	-0,4	-3,1	2,3

^E à utiliser avec prudence (coefficient de variation entre 0,166 et 0,333)

Note : 1. N = 187 573; N pondéré = 17 658 401.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2015 à 2019.

Tableau 3

Association brute et association ajustée entre les antécédents ethniques ou culturels des personnes noires ou des personnes blanches et l'accès aux soins primaires et à un régime d'assurance-médicaments, 2015 à 2019

	Association brute						Association ajustée					
	différence de risques	intervalle de confiance de 95 %		rapport de risques	intervalle de confiance de 95 %		différence de risques	intervalle de confiance de 95 %		rapport de risques	intervalle de confiance de 95 %	
		de	à		de	à		de	à		de	à
A un fournisseur habituel de soins de santé ¹	-0,107	-0,130	-0,083	0,877	0,850	0,904	-0,019	-0,037	0,000	0,978	0,957	0,999
A un endroit habituel où obtenir des soins immédiats pour un problème mineur ¹	-0,034	-0,052	-0,017	0,962	0,943	0,982	0,005	-0,011	0,020	1,005	0,988	1,023
Se rend chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur ²	-0,096	-0,124	-0,067	0,834	0,785	0,883	-0,058	-0,087	-0,029	0,900	0,851	0,949
A un régime d'assurance-médicaments ³	-0,097	-0,135	-0,059	0,883	0,838	0,929	-0,020	-0,050	0,009	0,975	0,940	1,011

1. N = 224 426; N pondéré = 23 414 171.

2. N = 203 396; N pondéré = 21 042 417.

3. N = 135 470; N pondéré = 23 012 500.

Notes : Les associations ajustées sont ajustées en fonction des groupes « autres » ou des groupes racisés ou culturels multiples, du sexe, de l'âge, du niveau de scolarité, du niveau de compétence de la Classification nationale des professions, du revenu du ménage, de la région géographique, de la classification des centres de population, de la situation des particuliers dans le ménage et du statut d'immigrant.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadienne, 2015 à 2019.

Résultats

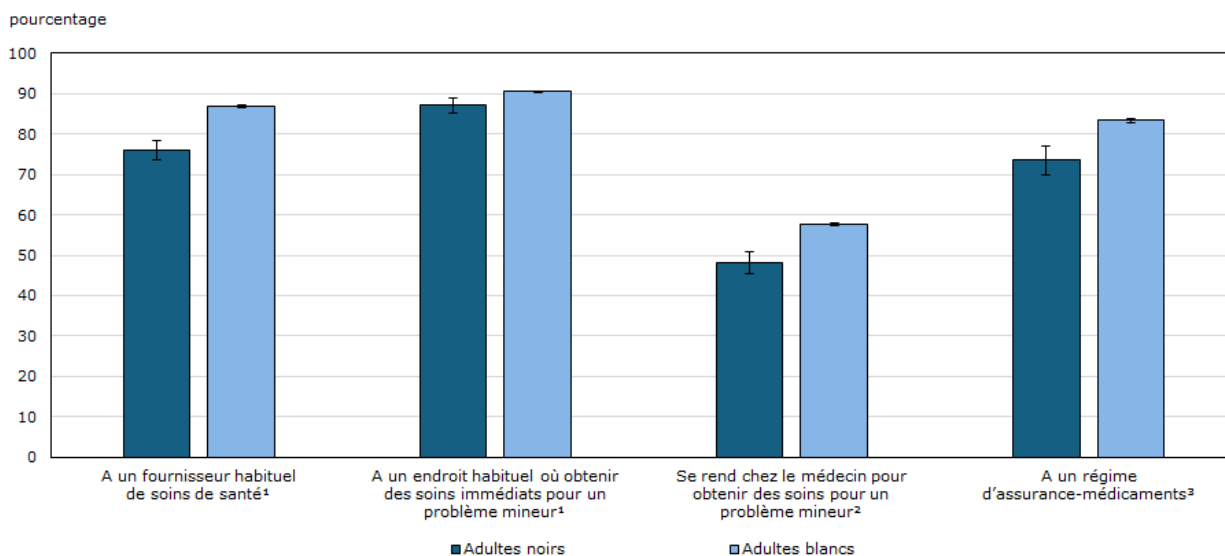
L'échantillon analytique regroupé comprenait 245 375 personnes âgées de 25 ans et plus, un nombre qui a été réduit à 224 426 personnes après avoir exclu les personnes ayant une identité autochtone ou les réponses manquantes concernant les indicateurs d'accès, le groupe racisé ou culturel, ou encore les covariables démographiques ou socioéconomiques (4 %). Dans l'ensemble, 79 % des personnes de l'échantillon étaient blanches (n = 199 804), 2,7 % étaient noires (n = 3 255) et 18,5 % appartenaient à des groupes racisés ou culturels autres ou multiples (n = 21 367). Pour l'analyse de sensibilité, l'échantillon comprenant les renseignements complets sur l'état de santé a été réduit (n = 187 573).

Le tableau 1 présente le profil démographique et socioéconomique des adultes noirs et des adultes blancs âgés de 25 ans et plus de 2015 à 2019. Comparativement aux adultes blancs, les adultes noirs avaient tendance à être plus jeunes, plus instruits et plus susceptibles d'occuper un emploi pendant la semaine de référence. Toutefois, les adultes noirs étaient plus susceptibles de travailler dans une profession moins spécialisée et avaient tendance à avoir un revenu du ménage plus faible. Plus de la moitié des adultes noirs (52 %) vivaient en Ontario et plus du quart (28 %) vivaient au Québec; plus de 9 adultes noirs sur 10 (92 %) vivaient dans un grand centre de population, soit 38 points de pourcentage de plus que les adultes blancs. Plus de 4 adultes noirs sur 5 étaient des immigrants (83 %), comparativement à 13 % des adultes blancs. Des comparaisons de l'état de santé entre les adultes noirs et les adultes blancs au Canada sont présentées dans le tableau 2, révélant des différences notables entre ces populations. Les adultes noirs étaient plus susceptibles de déclarer avoir un diabète et moins susceptibles de déclarer avoir une maladie cardiaque ou un problème de santé chronique.

Près de 9 adultes blancs sur 10 (87 %) et environ les trois quarts des adultes noirs (76 %) avaient un fournisseur habituel de soins de santé. Alors qu'environ 9 adultes noirs et adultes blancs sur 10 avaient un endroit habituel où aller pour obtenir des soins pour un problème mineur, les trois cinquièmes environ des adultes blancs (58 %), comparativement à moins de la moitié des adultes noirs (48 %), iraient chez le médecin pour recevoir ces soins (graphique 1). Le tableau 3 présente les différences brutes et ajustées de l'accès aux soins primaires et aux soins pharmaceutiques entre les adultes noirs et les adultes blancs. Les adultes noirs affichaient une prévalence inférieure d'environ 10 points de pourcentage d'avoir un fournisseur habituel de soins de santé, de se rendre chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur et d'avoir un régime d'assurance-médicaments. Après ajustement pour tenir compte des covariables démographiques et socioéconomiques, les adultes noirs étaient 1,9 point de pourcentage (intervalle de confiance [IC] de 95 % = 0,0 à 3,7) moins susceptibles que les adultes blancs de déclarer avoir un fournisseur habituel de soins de santé et 5,8 points de pourcentage (IC de 95 % = 2,9 à 8,7) moins susceptibles de déclarer se rendre chez le médecin pour obtenir des soins immédiats pour un problème mineur.

Le tableau 4 montre les probabilités prédites, les différences et la décomposition des différences entre les adultes noirs et les adultes blancs en matière d'accès aux soins primaires et aux soins pharmaceutiques. La partie de la différence en matière d'accès entre les adultes noirs et les adultes blancs qui est expliquée dans le scénario contrefactuel où les adultes noirs présentaient les mêmes niveaux de covariables mesurées que les adultes blancs variait d'un résultat à l'autre. En ce qui concerne la différence de 10,7 points de pourcentage quant au fait d'avoir un fournisseur habituel de soins de santé, environ 77 % de cette différence s'expliquaient par les covariables du modèle, principalement sous l'effet de l'égalisation des caractéristiques démographiques (3,9 points de pourcentage) et du statut d'immigrant (3,6 points de pourcentage). À l'inverse, environ

Graphique 1
Accès aux soins primaires et aux soins pharmaceutiques chez les adultes noirs et les adultes blancs âgés de 25 ans et plus, Canada, 2015 à 2019



1. N = 203 059; N pondéré = 19 086 076.

2. N = 184 625; N pondéré = 17 228 921.

3. N = 123 254; N pondéré = 18 949 100.

Note : Les barres d'erreur affichent des pourcentages d'intervalles de confiance de 95 %.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2015 à 2019.

68 % de la différence entre les adultes noirs et les adultes blancs au chapitre des visites chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur était inexplicable par les covariables dans le modèle. Environ 73 % de la différence de 9,7 points de pourcentage quant au fait d'avoir un régime d'assurance-médicaments s'expliquait par les covariables du modèle, en grande partie le statut d'immigrant (3,9 points de pourcentage) et le statut socioéconomique (3,5 points de pourcentage). La différence en pourcentage estimée qui était expliquée pour le fait d'avoir un endroit habituel où obtenir des soins pour un problème mineur (3,9 points de pourcentage) était légèrement supérieure à la différence mesurée (3,4 points de pourcentage), ce qui donne à penser que dans le scénario contrefactuel, les adultes noirs afficheraient des niveaux d'accès plus élevés que les adultes blancs pour ce résultat.

Le tableau 1 de l'annexe reproduit l'analyse par décomposition dans un sous-ensemble de Canadiens en âge de travailler âgés de 25 à 64 ans, montrant des résultats généralement comparables. Une analyse de sensibilité approfondie, qui a permis de déterminer si l'état de santé atténuait les associations entre le groupe racisé ou culturel et l'accès aux soins, a révélé des termes d'interaction en grande partie non importants entre le groupe racisé ou culturel et l'état de santé (tableau 2 de l'annexe).

Discussion

Alors que de récentes études canadiennes^{6,7} ont souligné des écarts en matière d'hospitalisation, de diagnostic et de mortalité

entre les adultes noirs et les adultes blancs au Canada, on en connaît moins au sujet de l'accès aux soins de santé. La disparité dans l'accès inégal aux soins primaires peut contribuer aux inégalités en matière de santé, de soins préventifs, de gestion des maladies chroniques et de cas d'hospitalisation^{7,17,18,24,26}, tandis que l'accès inégal à un régime d'assurance-médicaments peut contribuer au non-respect d'un traitement et aux difficultés de traitement et de gestion des problèmes de santé²⁸⁻³⁰. La présente étude permet d'établir que les indicateurs d'accès aux soins primaires, y compris le fait d'avoir un fournisseur habituel de soins de santé, le fait d'avoir un endroit habituel où obtenir des soins pour un problème mineur et le fait de se rendre chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur, en plus d'avoir un régime d'assurance-médicaments, étaient considérablement inférieurs chez les adultes noirs âgés de 25 ans et plus, comparativement aux adultes blancs du même groupe d'âge, de 2015 à 2019. Conformément aux résultats de périodes antérieures^{32,33}, les approches conventionnelles fondées sur une régression qui tiennent compte des facteurs démographiques et socioéconomiques représentaient la majeure partie, voire la totalité des différences observées.

Pour estimer les contributions de facteurs particuliers aux inégalités en matière d'accès entre les adultes noirs et les adultes blancs de façon plus détaillée, la présente étude a intégré une analyse par régression de Blinder-Oaxaca. Les résultats indiquaient que si les adultes noirs au Canada présentaient les mêmes niveaux de covariables observées que les adultes blancs, l'écart déclaré diminuerait environ des trois quarts pour le fait d'avoir un fournisseur habituel de soins de santé et pour le fait

d'avoir un régime d'assurance-médicaments (77 % et 73 %, respectivement), mais du tiers (32 %) pour les visites chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur.

Une décomposition détaillée a montré en quoi des prédicteurs particuliers avaient contribué à la partie expliquée de l'inégalité. Les différences dans les caractéristiques démographiques (sexe et âge) ont apporté des contributions notables à la différence expliquée en matière d'accès aux soins primaires. L'âge avancé peut accroître la probabilité de chercher à obtenir des soins, compte tenu des besoins de santé perçus plus élevés, et influencer le type de soins reçus. Il convient de noter que l'échantillon de l'étude comptait une proportion plus élevée de jeunes adultes âgés de 25 à 54 ans parmi les adultes noirs (environ 77 %) par rapport aux adultes blancs (environ 53 %). Par exemple, les personnes fréquentant les cliniques sans rendez-vous sont plus jeunes et ont tendance à recourir aux soins en dehors des heures de travail normales^{59,60}, ce qui semble indiquer de possibles engagements professionnels. En outre, le statut d'immigrant expliquait environ un tiers des différences observées dans l'accès à un fournisseur habituel de soins de santé qui a été déclaré. Cette constatation est corroborée par de nombreuses études qui mettent en évidence les obstacles (p. ex. liés aux connaissances, à la langue ou à la culture) à l'accès aux soins de santé pour les populations immigrantes au Canada^{15,32,33,61}. De plus, les adultes noirs dans cet échantillon étaient beaucoup plus susceptibles d'être des immigrants (83,4 %) par rapport aux adultes blancs (13,4 %).

La décomposition a montré que les facteurs géographiques avaient contribué à un accès plus élevé chez les adultes noirs comparativement aux adultes blancs, possiblement en raison de la forte représentation des adultes noirs dans des provinces telles que l'Ontario¹⁴ et dans les régions urbaines⁶², où la disponibilité des fournisseurs de soins primaires est relativement plus élevée.

Les inégalités dans l'accès à un régime d'assurance-médicaments étaient plus susceptibles d'être motivées par des facteurs socioéconomiques et par le statut d'immigrant. Les résultats indiquent qu'une amélioration ou une égalisation des facteurs socioéconomiques, y compris le niveau de scolarité, le niveau de compétence selon le CNP et le revenu du ménage, ferait en sorte de réduire de plus d'un tiers (36 %) l'inégalité quant au fait d'avoir un régime d'assurance-médicaments. Il est probable que les facteurs socioéconomiques aient été des facteurs déterminants plus importants dans les inégalités en matière d'assurance en raison de la couverture mixte (public-privé)¹³, où l'assurance est en grande partie offerte par l'entremise de l'employeur et la couverture d'assurance suit un gradient selon le revenu^{28,30}.

Certains Canadiens, qu'ils aient ou non un médecin habituel, peuvent obtenir des soins ailleurs que dans un bureau de médecin pour des problèmes mineurs. Les cliniques sans rendez-vous, les salles d'urgence et les établissements similaires peuvent offrir des solutions aux patients aux prises avec des obstacles temporels et géographiques en matière de

Tableau 4

Probabilités prédites et décomposition des inégalités en matière d'accès aux soins primaires et à un régime d'assurance-médicaments entre les adultes noirs et les adultes blancs âgés de 25 ans et plus, Canada, 2015 à 2019

Groupe racisé ou culturel ou prédicteurs explicatifs	A un fournisseur habituel de soins de santé ¹			A un endroit habituel où obtenir des soins immédiats pour un problème mineur ¹			Se rend chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur ²			A un régime d'assurance-médicaments ³		
	intervalle de confiance de 95 %			intervalle de confiance de 95 %			intervalle de confiance de 95 %			intervalle de confiance de 95 %		
	estimation	de	à	estimation	de	à	estimation	de	à	estimation	de	à
Probabilité prédite												
Adultes blancs	0,868	0,866	0,871	0,906	0,903	0,908	0,576	0,572	0,580	0,833	0,830	0,837
Adultes noirs	0,762	0,738	0,785	0,871	0,854	0,889	0,481	0,453	0,509	0,736	0,699	0,773
Différence entre les adultes noirs et les adultes blancs	0,107	0,083	0,130	0,034	0,017	0,052	0,096	0,067	0,124	0,097	0,059	0,135
Différence en pourcentage expliquée	0,082	0,069	0,095	0,039	0,029	0,048	0,030	0,017	0,044	0,071	0,056	0,086
Différence en pourcentage inexpliquée	0,024	0,001	0,048	-0,004	-0,025	0,017	0,065	0,037	0,094	0,026	-0,008	0,060
Décomposition de la différence expliquée												
Caractéristiques démographiques	0,039	0,034	0,045	0,012	0,009	0,015	0,028	0,023	0,033	0,007	0,003	0,010
Caractéristiques socioéconomiques	0,015	0,012	0,018	0,009	0,006	0,012	0,017	0,013	0,021	0,035	0,028	0,042
Caractéristiques géographiques	-0,008	-0,012	-0,003	-0,002	-0,005	0,002	-0,024	-0,031	-0,016	-0,016	-0,021	-0,011
Situation des particuliers dans le ménage	-0,001	-0,004	0,002	-0,003	-0,005	0,000	0,007	0,004	0,011	0,007	0,002	0,011
Statut d'immigrant	0,036	0,028	0,044	0,022	0,015	0,029	0,001	-0,008	0,010	0,039	0,029	0,048

1. N = 203 059; N pondéré = 19 086 076.

2. N = 184 625; N pondéré = 17 228 921.

3. N = 123 254; N pondéré = 18 949 100.

Notes : Le contenu des ensembles de prédicteurs comprend les caractéristiques démographiques (catégories du sexe et de l'âge), socioéconomiques (niveau de scolarité, niveau de compétence de la Classification nationale des professions et revenu du ménage) et géographiques (région géographique et classification des centres de population). Les ensembles de prédicteurs concernant la situation des particuliers dans le ménage et le statut d'immigrant sont uniquement composés de ces caractéristiques.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2015 à 2019.

soins^{59,60}. Bien que ces options constituent une source de soins primaires accessible, le fait de chercher régulièrement à obtenir des soins d'autres sources qu'un fournisseur habituel de soins peut conduire à des discontinuités dans les soins relationnels et dans les renseignements sur les soins, et pourrait, potentiellement nuire à l'état de santé⁵⁹. Autrement dit, ces options peuvent ne pas offrir les avantages qui sont typiquement attribués aux soins primaires, telles que les relations de longue date avec les fournisseurs, la tenue rigoureuse des dossiers médicaux des patients, et la coordination des soins aux patients avec les autres fournisseurs^{11,25}. Notamment, se rendre chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur étaient la seule mesure de l'accès où les covariables mesurées expliquaient moins de la moitié de la différence (32 %).

Dans l'analyse par décomposition, les parties inexpliquées se rapportent aux différences des effets des covariables et à l'inégalité qui persisterait si les niveaux d'égalité étaient les mêmes entre les groupes^{48,49}. Dans la présente étude, environ le quart de l'écart entre les adultes noirs et les adultes blancs quant au fait d'avoir un fournisseur habituel de soins de santé (23 %) et au fait d'avoir un régime d'assurance-médicaments (27 %) et plus des deux tiers (68 %) de l'écart au chapitre des visites chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur n'étaient pas expliqués par les différences des niveaux de covariables. La partie inexpliquée laisse supposer que même lorsque les adultes noirs et les adultes blancs présentent des profils démographiques et socioéconomiques observés similaires, certains facteurs tels que les facteurs biologiques, culturels et structurels non mesurés pourraient jouer un rôle, en plus des erreurs de mesure.⁴⁸ Parmi les exemples de variables inobservées, on trouve le transport, la flexibilité de l'horaire, ainsi que les attitudes culturelles ou les perceptions concernant les soins⁸. Deuxièmement, une erreur de mesure peut se produire lorsqu'une covariable mesure des facteurs différents, en fonction de l'identité racisée ou culturelle. Par exemple, l'utilisation du centre de population comme mesure du milieu urbain peut masquer les différences intra-urbaines en matière de proximité des soins primaires⁶³ qui peuvent désavantager les adultes noirs.

Les obstacles sociétaux structurels tels que la discrimination peuvent réduire l'accès aux soins primaires et aux soins pharmaceutiques parmi les groupes racisés ou culturels après avoir ajusté les covariables^{37,38}. L'Enquête sur l'accès aux soins de santé et l'expérience de soins – Soins primaires et spécialisés de 2024 a permis de constater que 5,4 % des adultes noirs qui avaient consulté un professionnel de la santé pour obtenir des soins primaires ou spécialisés non urgents au cours de la dernière année avaient déclaré avoir subi de la discrimination fondée sur la race. Le fait d'être victime de discrimination peut faire en sorte de réduire les contacts entre le patient et les fournisseurs de soins primaires, en plus d'avoir une incidence sur la confiance, la satisfaction à l'égard des soins reçus et le respect du traitement^{33,39}.

La présente étude comporte toutefois certaines limites qu'il convient de souligner. Premièrement, les conclusions de cette

étude pourraient être influencées par les variables non mesurées, ce qui pourrait contribuer à expliquer les inégalités en matière d'accès entre les adultes noirs et les adultes blancs. Notamment, les modèles statistiques n'ont pas été ajustés pour tenir compte de l'état de santé, en supposant qu'il serait influencé par l'accès, bien que la santé puisse également être touchée de manière indépendante par le groupe racisé ou culturel. L'analyse de sensibilité n'a révélé que de légères données probantes sur l'interaction statistique, ce qui donne à penser que l'omission de l'état de santé n'aurait pas conduit à un déséquilibre des prédicteurs non mesurés, ce qui augmenterait la partie inexpliquée de l'inégalité. Par ailleurs, bien que la continuité des soins puisse être plus pertinente pour la santé à long terme du patient et la mortalité^{17-19,24-26}, des renseignements décrivant précisément l'attachement des patients et la continuité n'étaient pas disponibles dans l'ESCC. Dans la présente étude, la continuité des soins peut être influencée en partie par le fait de se rendre dans un bureau de médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur. Une limite propre à la décomposition regroupée de Blinder–Oaxaca était que les covariables mesurées peuvent systématiquement surestimer la partie expliquée de la différence, bien que l'indicateur du groupe racisé ou culturel ait été inclus comme variable de contrôle supplémentaire afin de remédier à ce problème⁴⁹.

Conclusions

Les résultats de la présente étude donnent à penser que les données démographiques, le statut socioéconomique, la région géographique et le statut d'immigrant expliquaient une partie substantielle des inégalités entre les adultes noirs et les adultes blancs en matière d'accès aux soins, bien que l'ampleur de l'explication varie selon les résultats. Les différences inexpliquées peuvent refléter des obstacles non mesurés liés à la flexibilité de l'horaire, à l'orientation au sein du système de santé, aux préférences culturelles et aux obstacles sociétaux structurels. Ces résultats pourraient apporter des éléments utiles aux efforts visant à mettre au point des interventions plus ciblées et plus inclusives afin d'améliorer l'accès équitable aux soins primaires et aux soins pharmaceutiques au Canada. D'autres travaux de recherche pourraient porter sur les relations multidimensionnelles et interreliées entre la santé et l'accès aux soins primaires entre les groupes racisés au Canada, et sur la continuité des soins au sein de ces populations.

Remerciements

Nous sommes reconnaissant du support offert par Md Kamrul Islam qui a analysé les données de l'Enquête sur l'accès aux soins de santé et l'expérience de soins – Soins primaires et spécialisés.

Annexe, tableau 1

Probabilités prédites et décomposition des inégalités en matière d'accès aux soins primaires et à un régime d'assurance-médicaments entre les adultes noirs et les adultes blancs âgés de 25 à 64 ans, Canada, 2015 à 2019

Groupe racisé ou culturel ou prédicteurs explicatifs	A un fournisseur habituel de soins de santé ¹			A un endroit habituel où obtenir des soins immédiats pour un problème mineur ¹			Se rend chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur ²			A un régime d'assurance-médicaments ³		
	intervalle de confiance de 95 %			intervalle de confiance de 95 %			intervalle de confiance de 95 %			intervalle de confiance de 95 %		
	estimation	de	à	estimation	de	à	estimation	de	à	estimation	de	à
Probabilité prédite												
Adultes blancs	0,843	0,839	0,846	0,900	0,897	0,902	0,551	0,546	0,555	0,841	0,837	0,846
Adultes noirs	0,735	0,709	0,761	0,867	0,847	0,887	0,453	0,423	0,484	0,726	0,684	0,767
Différence entre les adultes noirs et les adultes blancs	0,108	0,081	0,134	0,033	0,013	0,053	0,098	0,067	0,128	0,116	0,073	0,158
Différence en pourcentage expliquée	0,080	0,065	0,095	0,041	0,029	0,053	0,033	0,017	0,050	0,095	0,075	0,114
Différence en pourcentage inexpliquée	0,028	0,001	0,055	-0,008	-0,033	0,016	0,064	0,032	0,097	0,021	-0,017	0,058
Décomposition de la différence expliquée												
Caractéristiques démographiques	0,022	0,017	0,028	0,007	0,004	0,010	0,015	0,010	0,020	0,002	-0,001	0,005
Caractéristiques socioéconomiques	0,019	0,015	0,023	0,011	0,008	0,015	0,021	0,016	0,026	0,050	0,041	0,059
Caractéristiques géographiques	-0,007	-0,013	-0,001	-0,001	-0,005	0,002	-0,021	-0,030	-0,013	-0,018	-0,024	-0,011
Situation des particuliers dans le ménage	0,000	-0,003	0,004	-0,002	-0,005	0,001	0,007	0,003	0,011	0,011	0,006	0,016
Statut d'immigrant	0,045	0,035	0,055	0,026	0,017	0,035	0,012	0,000	0,024	0,050	0,036	0,063

1. N = 124 578; N pondéré = 14 220 458.

2. N = 112 187; N pondéré = 12 754 830.

3. N = 73 584; N pondéré = 14 179 744.

Notes : Le contenu des ensembles de prédicteurs comprend les caractéristiques démographiques (catégories du sexe et de l'âge), socioéconomiques (niveau de scolarité, niveau de compétence de la Classification nationale des professions et revenu du ménage) et géographiques (région géographique et classification des centres de population). Les ensembles de prédicteurs concernant la situation des particuliers dans le ménage et le statut d'immigrant sont uniquement composés de ces caractéristiques.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2015 à 2019.

Annexe, tableau 2

Tests visant à évaluer la modification de la mesure de l'effet des indicateurs de l'état de santé et du groupe racisé ou culturel sur l'accès aux soins primaires et au régime d'assurance-médicaments

	A un fournisseur habituel de soins de santé ¹		A un endroit habituel où obtenir des soins immédiats pour un problème mineur ¹		Se rend chez le médecin pour obtenir des soins pour un problème mineur ²		A un régime d'assurance-médicaments ³	
	coefficient	valeur de p	coefficient	valeur de p	coefficient	valeur de p	coefficient	valeur de p
État de santé autoévalué (bon, passable ou mauvais)	0,167	0,259	0,188	0,367	0,009	0,947	0,101	0,588
État de santé mental autoévalué (bon, passable ou mauvais)	0,282	0,073	0,404	0,032	0,184	0,184	0,255	0,220
Diabète	0,332	0,343	0,133	0,694	0,101	0,622	0,040	0,912
Hypertension	0,317	0,141	-0,079	0,747	0,167	0,239	0,088	0,700
Maladie cardiaque	-1,126	0,091	1,481	0,025	0,427	0,401	0,246	0,722
Un problème de santé chronique ou plus	0,174	0,263	0,253	0,187	0,140	0,267	0,323	0,109
Embonpoint ou obésité	0,130	0,394	-0,049	0,791	0,309	0,026	0,175	0,398

1. N = 187 573; N pondéré = 17 658 401.

2. N = 170 555; N pondéré = 15 927 595.

3. N = 113 776; N pondéré = 17 532 326.

Notes : Ce tableau montre le coefficient de régression logistique et la valeur de p pour le terme d'interaction entre l'indicateur du groupe racisé ou culturel des personnes noires et l'indicateur de l'état de santé.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2015 à 2019.

Références

1. Statistique Canada. Le recensement canadien, un riche portrait de la diversité ethnoculturelle et religieuse au pays. *Le Quotidien* 2022; numéro 11-001-X au catalogue de Statistique Canada. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/daily-quotidien/221026/dq221026b-fra.pdf?st=FcuOjZT>
2. Veenstra G, Patterson AC. Black–white health inequalities in Canada. *Journal of Immigrant and Minority Health* 2016; vol. 18, p. 51 à 57.
3. Chiu M, MacLagan LC, Tu JV, Shah BR. Temporal trends in cardiovascular disease risk factors among white, South Asian, Chinese and black groups in Ontario, Canada, 2001 to 2012: a population-based study. *BMJ Open* 2015; vol. 5, p. e007232. doi : 10.1136/bmjopen-2014-007232
4. Gupta S, Aitken N. Mortalité attribuable à la COVID-19 au sein des populations racisées au Canada et son lien avec le revenu. StatCan et la COVID-19 : Des données aux connaissances, pour bâtir un Canada meilleur. Numéro 45-28-0001 au catalogue de Statistique Canada, 2022. <https://publications.gc.ca/site/fra/9.914957/publication.html>
5. Abdillahi I, Shaw A. Déterminants sociaux et iniquités en santé des Canadiens noirs : un aperçu. (Division des déterminants sociaux de la santé, Agence de la santé publique du Canada, numéro de catalogue HP35-139/2020F-PDF) Ottawa : Agence de la santé publique du Canada, 2020. <https://publications.gc.ca/site/fra/9.890364/publication.html>
6. Tjepkema M, Christidis T, Olaniyan T, Hwee J. Inégalités en matière de mortalité chez les adultes noirs au Canada. *Rapports sur la santé* 2023; vol. 34, n° 2, p. 3 à 16. <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202300200001-fra>
7. Olaniyan T, Christidis T, Quick M, Machipisa T, Sajobi T, Kong J, McKenzie K, Tjepkema M. Comprendre les écarts en matière de mortalité chez les adultes noirs au Canada. *Rapports sur la santé* 2025; vol. 36, n° 4, p. 3-13. <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202500400001-fra>
8. Levesque J, Harris MF, Russell G. Patient-centred access to health care: conceptualising access at the interface of health systems and populations. *International Journal for Equity in Health* 2013; vol. 12, p. 18. doi : 10.1186/1475-9276-12-18
9. Allin S, Masseria C, Sorenson C, Papanicola I, Mossialos E. *Measuring inequalities in access to health care: a review of the indices*. Bruxelles : Commission européenne, 2007.
10. Glazier RH. Balancing equity issues in health systems: perspectives of primary healthcare. *Healthcare Papers* 2007; vol. 8, p. 35-45.
11. Starfield B, Shi L, Macinko J. Contribution of primary care to health systems and health. *Milbank Quarterly* 2005; vol. 83, p. 457-502.
12. Muldoon LK, Hogg WE, Levitt M. Primary care (PC) and primary health care (PHC): what is the difference? *Canadian Journal of Public Health* 2006; vol. 97, p. 409-411.
13. Martin D, Miller AP, Quesnel-Vallée A, Caron NR, Vissandjée B, Marchildon GP. Canada's universal health-care system: achieving its potential. *The Lancet* 2018; vol. 391, p. 1718–1735.
14. Statistique Canada. *La santé de la population canadienne* (numéro 82-570-X au catalogue). Ottawa : Statistique Canada, 2025. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/82-570-x/82-570-x2024001-fra.pdf>
15. Sanmartin C, Ross N. Experiencing difficulties accessing first-contact health services in Canada: Canadians without regular doctors and recent immigrants have difficulties accessing first-contact healthcare services. Reports of difficulties in accessing care vary by age, sex and region. *Healthcare Policy* 2006; vol. 1, p. 103.
16. Blewett LA, Johnson PJ, Lee B, Scal PB. When a usual source of care and usual provider matter: adult prevention and screening services. *Journal of General Internal Medicine* 2008; vol. 23, p. 1354-1360.
17. Cabana MD, Jee SH. Does continuity of care improve patient outcomes? *Journal of Family Practice* 2004; vol. 53, p. 974-980.
18. Chau E, Rosella LC, Mondor L, Wodchis WP. Association between continuity of care and subsequent diagnosis of multimorbidity in Ontario, Canada from 2001–2015: a retrospective cohort study. *PLOS One* 2021; vol. 16, p. e0245193.
19. Gruneir A, Bronskill SE, Maxwell CJ, et coll. The association between multimorbidity and hospitalization is modified by individual demographics and physician continuity of care: a retrospective cohort study. *BMC Health Services Research* 2016; vol. 16, p. 154.
20. Awe OA, Okpalauwaekwe U, Lawal AK, Ilesanmi MM, Feng C, Farag M. Association between patient attachment to a regular doctor and self-perceived unmet health care needs in Canada: a population-based analysis of the 2013 to 2014 Canadian community health surveys. *International Journal of Health Planning Manage* 2019; vol. 34, p. 309-323.
21. Ionescu-Ittu R, McCusker J, Ciampi A, et coll. Continuity of primary care and emergency department utilization among elderly people. *Journal de l'Association médicale canadienne* 2007; vol. 177, p. 1362-1368.
22. Fung CS, Wong CK, Fong DY, Lee A, Lam CL. Having a family doctor was associated with lower utilization of hospital-based health services. *BMC Health Services Research* 2015; vol. 15, p. 42.
23. Godard-Sebillotte C, Strumpf E, Sourial N, Rochette L, Pelletier E, Vedel I. Primary care continuity and potentially avoidable hospitalization in persons with dementia. *Journal of the American Geriatrics Society* 2021; vol. 69, p. 1208-1220.
24. Sandvik H, Hetlevik Ø, Blinkenberg J, Hunskaar S. Continuity in general practice as predictor of mortality, acute hospitalisation, and use of out-of-hours care: a registry-based observational study in Norway. *British Journal of General Practice* 2021; vol. 72, n° 715, p. e84-e90.
25. Baker R, Freeman GK, Haggerty JL, Bankart MJ, Nockels KH. Primary medical care continuity and patient mortality: a systematic review. *British Journal of General Practice* 2020; vol. 70, n° 698, p. e600-e611.
26. Gray DJP, Sidaway-Lee K, White E, Thorne A, Evans PH. Continuity of care with doctors—a matter of life and death? A systematic review of continuity of care and mortality. *BMJ Open* 2018; vol. 8, p. e021161.

27. Institut canadien d'information sur la santé. *Outil sur les données pharmaceutiques*. <https://www.cihi.ca/fr/outil-sur-les-donnees-pharmaceutiques>. Consulté le 18 mars 2026.
28. Law MR, Cheng L, Kolhatkar A, et coll. The consequences of patient charges for prescription drugs in Canada: a cross-sectional survey. *Canadian Medical Association Open Access Journal* 2018; vol. 6, p. e63 à e70.
29. Law MR, Cheng L, Dhalla IA, Heard D, Morgan SG. The effect of cost on adherence to prescription medications in Canada. *Journal de l'Association médicale canadienne* 2012; vol. 184, p. 297-302.
30. Zhang Q, Laporte A. The impact of prescription drug insurance on cost related non-adherence to medications in Canada: A Heckman sample selection approach. *PLOS One* 2023; vol. 18, p. e0289776.
31. Caldicott S, Wu X, Lynch T, Al-Khatib N, Andkhoie M, Farag M. The financial burden of out of pocket prescription drug expenses in Canada. *International Journal of Health Economics and Management* 2015; vol. 15, p. 329-338.
32. Siddiqi AA, Wang S, Quinn K, Nguyen QC, Christy AD. Racial disparities in access to care under conditions of universal coverage. *American Journal of Preventive Medicine* 2016; vol. 50, p. 220-225.
33. Lasser KE, Himmelstein DU, Woolhandler S. Access to care, health status, and health disparities in the United States and Canada: results of a cross-national population-based survey. *American Journal of Public Health* 2006; vol. 96, p. 1300-1307.
34. Lavergne MR, Bodner A, Allin S, Christian E, Hajizadeh M, Hedden L, Katz A, Kephart G, Leslie M, Rudoler D, Spencer S. Disparities in access to primary care are growing wider in Canada. *Healthcare Management Forum* 2023; vol. 36, p. 272-279.
35. Quan H, Fong A, De Coster C, et coll. Variation in health services utilization among ethnic populations. *Journal de l'Association médicale canadienne* 2006; vol. 174, p. 787-791.
36. Chiu M, Amartey A, Wang X, Kurdyak P. Ethnic differences in mental health status and service utilization: a population-based study in Ontario, Canada. *La Revue canadienne de psychiatrie* 2018; vol. 63, p. 481-491.
37. Djiadeu P, Yusuf A, Ongolo-Zogo C, et coll. Barriers in accessing HIV care for Francophone African, Caribbean and Black people living with HIV in Canada: a scoping review. *BMJ Open* 2020; vol. 10, p. e036885.
38. Mahabir DF, O'Campo P, Lofters A, Shankardass K, Salmon C, Muntaner C. Experiences of everyday racism in Toronto's health care system: a concept mapping study. *International Journal for Equity in Health* 2021; vol. 20, p. 74.
39. Ben J, Cormack D, Harris R, Paradies Y. Racism and health service utilisation: a systematic review and meta-analysis. *PLOS One* 2017; vol. 12, p. e0189900.
40. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Composante annuelle. Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées de 2015. Ottawa : Statistique Canada, 2017.
41. Blackett A. *Réaliser et soutenir l'équité en matière d'emploi : un cadre transformatif – Sommaire*. (N° de cat. : Em8-81/2-2023F-PDF). Ottawa : Emploi et Développement social Canada, 2023. https://publications.gc.ca/collections/collection_2024/edsc-esdc/Em8-81-2-2023-fra.pdf
42. Statistique Canada. *Classification nationale des professions (CNP) 2011*. https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3VD_f.pl?Function=getVD&TVD=122372. Consulté le 18 mars 2026.
43. Picot G, Hou F. L'immigration et l'évolution de la répartition professionnelle au Canada, 2001 à 2021. *Rapports économiques et sociaux* 2024; vol. 4, numéro de catalogue 36-28-0001. <https://doi.org/10.25318/36280001202400300006-fra>
44. Shields M, Gorber SC, Janssen I, Tremblay MS. Biais dans les estimations autodéclarées de l'obésité dans les enquêtes canadiennes sur la santé : le point sur les équations de correction applicables aux adultes. *Rapports sur la santé* 2011; vol. 22, n° 3, p. 35-45.
45. Blinder AS. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources* 1973; vol. 8, p. 436-455.
46. Oaxaca R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review* 1973; vol. 14, p. 693-709.
47. Jann B. OAXACA: Stata module to compute the Blinder-Oaxaca decomposition. Boston, MA : Boston College Department of Economics, 2023.
48. Sen B. Using the Oaxaca–Blinder decomposition as an empirical tool to analyze racial disparities in obesity. *Obesity* 2014; vol. 22, p. 1750-1755.
49. Jann B. The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal* 2008; vol. 8, n° 4, p. 453-479.
50. Yun M. Decomposing differences in the first moment. *Economics Letters* 2004; vol. 82, p. 275-280.
51. Lê Cook B, McGuire TG, Zuvekas SH. Measuring trends in racial/ethnic health care disparities. *Medical Care Research and Review* 2009; vol. 66, p. 23-48.
52. Benmarhnia T, Huang J, Basu R, Wu J, Bruckner TA. Decomposition analysis of Black–White disparities in birth outcomes: the relative contribution of air pollution and social factors in California. *Environmental Health Perspectives* 2017; vol. 125, n° 10, p. 107003.
53. Dutton DJ, McLaren L. Explained and unexplained regional variation in Canadian obesity prevalence. *Obesity* 2011; vol. 19, p. 1460-1468.
54. Kaufman JS. Causal inference challenges in the relationship between social determinants and cardiovascular outcomes. *Journal canadien de cardiologie* 2024; vol. 40, p. 976-988.
55. Thomas S, Wannell B. La combinaison de cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. *Rapports sur la santé* 2009; vol. 20, p. 53-58.
56. Korn EL, Graubard BI. *Analysis of health surveys*. New York: John Wiley & Sons; 2011.
57. Rust KF, Rao J. Variance estimation for complex surveys using replication techniques. *Statistical Methods in Medical Research* 1996; vol. 5, p. 283-310.

-
58. StataCorp. *Stata Statistical Software: Release 18.0*, 2023. College Station, TX.
59. Lapointe-Shaw L, Kiran T, Salahub C, et coll. Walk-in clinic patient characteristics and utilization patterns in Ontario, Canada: a cross-sectional study. *Canadian Medical Association Open Access Journal* 2023; vol. 11, p. e345-e356.
60. Rahman B, Costa AP, Gayowsky A, et coll. The association between patients' timely access to their usual primary care physician and use of walk-in clinics in Ontario, Canada: a cross-sectional study. *Canadian Medical Association Open Access Journal* 2023; vol. 11, p. e847-e858.
61. Kalich A, Heinemann L, Ghahari S. A scoping review of immigrant experience of health care access barriers in Canada. *Journal of Immigrant and Minority Health* 2016; vol. 18, p. 697-709.
62. Institut canadien d'information sur la santé. Main-d'œuvre de la santé : milieux de travail. <https://www.cihi.ca/fr/etat-de-la-main-doeuvre-de-la-sante-au-canada-2023/main-doeuvre-de-la-sante-milieux-de-travail>. Consulté le 18 mars 2026.
63. Shah TI, Bell S, Wilson K. Spatial accessibility to health care services: identifying under-served neighbourhoods in Canadian urban areas. *PLOS One* 2016; vol. 11. p. e0168208.