

## Rapports sur la santé

# Comprendre les écarts en matière de mortalité chez les adultes noirs au Canada



par Toyib Olaniyan, Tanya Christidis, Matthew Quick, Tafadzwa Machipisa, Tolulope Sajobi, Jude Kong, Kwame Mckenzie et Michael Tjepkema

Date de diffusion : le 16 avril 2025

---

## 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](http://www.statcan.gc.ca).

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

**Courriel** à [infostats@statcan.gc.ca](mailto: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](http://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, 2025

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

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

*This publication is also available in English.*

---

# Comprendre les écarts en matière de mortalité chez les adultes noirs au Canada

par Toyib Olaniyan, Tanya Christidis, Matthew Quick, Tafadzwa Machipisa, Tolulope Sajobi, Jude Kong, Kwame Mckenzie et Michael Tjepkema

DOI: <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202500400001-fra>

## RÉSUMÉ

### Contexte

On ne peut déterminer clairement si la tendance à la hausse de la mortalité observée dans une analyse antérieure des Cohortes santé et environnement du recensement canadien pour le VIH/SIDA, le diabète, le cancer de la prostate et le cancer de l'utérus chez les adultes noirs se reflète dans les cas d'hospitalisation (marqueur de la gravité) ou le diagnostic de ces maladies ni s'il existe des disparités en matière de dépistage précoce et de capacité de survie.

### Méthodologie

Afin de comprendre les chemins contribuant aux tendances différentielles en matière de mortalité, des modèles standards à risques proportionnels de Cox ont été utilisés pour évaluer le risque d'incidence de diagnostic (cancer de l'utérus et de la prostate) et de cas d'hospitalisation (VIH et diabète) chez 161 520 adultes noirs, comparativement à 6 866 070 adultes blancs. Une régression du risque concurrent a été utilisée pour évaluer le risque cumulatif de décès pour les quatre maladies depuis le diagnostic ou l'hospitalisation. En ce qui concerne la mortalité différentielle par cancer observée, une analyse de médiation a été effectuée pour examiner le rôle du diagnostic de cancer au moment du suivi (approximation d'un diagnostic tardif qui n'est pas entièrement révélateur d'un cancer à un stade avancé).

### Résultats

Dans tous les résultats examinés, à l'exception du cancer de l'utérus, les adultes noirs présentaient des taux élevés de diagnostics ou de cas d'hospitalisations comparativement aux adultes blancs. Notamment, les hommes noirs présentaient un risque de cas de cancer de la prostate et d'hospitalisation en raison du VIH et du diabète deux fois plus élevé que les hommes blancs. Chez les femmes noires, le risque de cas d'hospitalisation lié au VIH était 12 fois plus élevé. Toutefois, les femmes noires étaient 15 % moins susceptibles d'avoir reçu un diagnostic de cancer de l'utérus que les femmes blanches. L'analyse du risque cumulatif de mortalité a montré une capacité de survie significativement plus faible (deux fois plus faible) chez les femmes noires ayant reçu un diagnostic de cancer de l'utérus, par rapport aux femmes blanches. Un diagnostic tardif a entraîné une proportion légèrement plus élevée de la mortalité différentielle totale par cancer de l'utérus chez les femmes noires (14,9 %; intervalle de confiance [IC] à 95 % : 10,5 % à 23,1 %), comparativement aux femmes blanches (8,9 %; IC à 95 % : 6,3 % à 13,9 %).

### Interprétation

La présente étude révèle des parallèles importants entre le risque d'incidence accru et la mortalité relative pour la plupart des quatre résultats examinés entre les adultes noirs et blancs au Canada. Cette étude met notamment en évidence un plus faible taux de cas de diagnostic de cancer de l'utérus chez les femmes noires, malgré une mortalité par cancer de l'utérus relativement plus élevée. Au total, 3 décès par cancer de l'utérus sur 20 ont été liés au moment où le cancer de l'utérus a été diagnostiqué (relativement tardivement chez les femmes noires), ce qui souligne la nécessité d'interventions ciblées et de stratégies de dépistage précoce pour atténuer ces disparités en matière de santé au sein de cette population.

### Mots-clés

Mortalité, cancer, équité en matière de santé, études longitudinales

## AUTEURS

Toyib Olaniyan, Tanya Christidis, Matthew Quick et Michael Tjepkema travaillent à la Division de l'analyse de la santé à Statistique Canada. Tafadzwa Machipisa travaille au Population Health Research Institute de l'Université McMaster, au Penn Center for Global Genomics and Health Equity de l'Université de Pennsylvanie et au département de médecine de l'Université de Cape Town. Tolulope Sajobi travaille au département des sciences de la santé communautaire et au département des neurosciences cliniques de l'Université de Calgary. Jude Kong travaille au département de mathématiques et de statistique de l'Université York. Kwame Mckenzie travaille au Wellesley Institute.

### *Ce que l'on sait déjà sur le sujet*

- Des analyses antérieures effectuées auprès de cohortes nationales fondées sur la population, comme les Cohortes santé et environnement du recensement canadien, ont permis de détecter des risques élevés de mortalité chez les adultes noirs, comparativement aux adultes blancs au Canada.
- Ces risques de mortalité, comme ceux liés au VIH/SIDA, au cancer de la prostate, au diabète, aux maladies cardiovasculaires et à divers cancers, étaient différenciellement plus élevés chez les adultes noirs, malgré la prise en compte des déterminants sociaux de la santé.

### *Ce qu'apporte l'étude*

- La présente étude a permis d'explorer différents chemins, soit par l'entremise du diagnostic (pour le cancer de la prostate et de l'utérus) ou de la gravité de la morbidité (selon l'évaluation de l'hospitalisation pour le VIH et le diabète) avant le décès chez les adultes noirs, comparativement aux adultes blancs.
- Le risque accru de mortalité liée au cancer de la prostate, au VIH et au diabète chez les adultes noirs a également été observé pour des cas de diagnostic (cancer de la prostate) ou des cas d'hospitalisation liés au VIH et au diabète.
- Ce n'était pas le cas pour les femmes noires, qui étaient moins susceptibles de recevoir un diagnostic de cancer de l'utérus, comparativement aux femmes blanches, contrairement à la mortalité par cancer de l'utérus relativement plus élevée signalée antérieurement.

Une analyse antérieure reposant sur les Cohortes santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) a mis en évidence des risques élevés de mortalité attribuable à certaines causes chez les adultes noirs, comparativement aux adultes blancs<sup>1</sup>. Notamment, les hommes noirs présentaient un risque relatif accru de mortalité attribuable au VIH/SIDA, au cancer de la prostate, au diabète et à des maladies cardiovasculaires comparativement aux hommes blancs. De même, par rapport aux femmes blanches, on a observé que les femmes noires présentaient des risques plus élevés de mortalité liée au VIH/SIDA, au diabète, au cancer de l'estomac, au cancer de l'utérus, à des lymphomes et à des myélomes multiples<sup>1</sup>. Ces risques différentiels de mortalité ont été observés après prise en compte de déterminants sociaux connus de la santé disponibles dans la CSERCan. Cela fait également écho au risque accru et disproportionné de diabète et de maladies cardiovasculaires autodéclarés par les participants noirs à une étude combinant neuf cycles (2001 à 2012) de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes<sup>2</sup>. La présente étude n'a relevé aucun lien ou incidence sur le statut socioéconomique relativement aux risques différentiels déclarés<sup>2</sup>.

De plus, on ne sait pas trop si l'augmentation de cette tendance en matière de mortalité chez les adultes noirs se reflète dans les cas d'hospitalisation ou de diagnostics de ces maladies ni s'il existe des disparités en matière de dépistage précoce et de capacité de survie. Malgré la prise en compte de déterminants de la santé connus, ces écarts persistent et indiquent donc

d'autres facteurs qui ne s'expliquent peut-être pas par ces déterminants sociaux de la santé. De plus, la méthodologie utilisée dans des études antérieures utilisant des modèles standards à risques proportionnels de Cox pourrait introduire un biais de survie, en particulier dans les scénarios comportant des risques concurrents comme les maladies cardiovasculaires qui sont répandues chez les personnes d'origine africaine<sup>2</sup>. Sur le plan méthodologique, ces risques concurrents entravent l'événement d'intérêt, et une régression standard de Cox est en mesure de produire des courbes incidence-taux qui ne conviennent qu'à un univers hypothétique où des événements concurrents ne se produisent pas. S'appuyant sur la méthode de Fine et Gray<sup>3</sup>, une régression des risques concurrents offre une solution de rechange intéressante à la régression de Cox<sup>4</sup> pour des données de survie en présence de risques concurrents.

Reconnaissant ces limites, la présente étude vise à approfondir la compréhension des voies qui contribuent aux tendances différentielles en matière de mortalité observées dans l'étude précédente, en particulier pour les résultats ayant montré un risque accru substantiel pour les hommes et les femmes noirs. Ces résultats comprennent le VIH, le diabète, le cancer de la prostate (hommes) et le cancer de l'utérus (femmes). La présente étude a recours à une analyse de régression des risques concurrents comme solution de rechange à la régression standard de Cox, offrant une évaluation plus nuancée des risques de mortalité tout en tenant compte de causes de décès concurrentes.

En comblant les lacunes de recherches antérieures, la présente étude pose plusieurs questions de recherche :

1. **Évaluation des taux de mortalité et des événements concurrents potentiels :** Quelles proportions de personnes ayant reçu un diagnostic de cancer de la prostate ou de l'utérus ou ayant fait l'objet d'un cas d'hospitalisation lié au VIH ou au diabète sont décédées de la même cause, comparativement à celles décédées d'autres causes? Ces proportions diffèrent-elles entre les adultes noirs et blancs au Canada?
2. **Risques différentiels :** Les adultes noirs présentent-ils un risque plus élevé de cas de cancer de la prostate ou de l'utérus et de cas d'hospitalisation liés au VIH ou au diabète pendant la période de suivi, comparativement aux adultes blancs?
3. **Risques cumulatifs de décès (capacité de survie) :** Y a-t-il un risque différentiel cumulatif de décès découlant du cancer de la prostate ou de l'utérus et d'hospitalisations liées au VIH ou au diabète pendant la période de suivi chez les adultes noirs, comparativement aux adultes blancs?

**Rôle de médiation d'un diagnostic de cancer tardif :** Quel rôle joue un diagnostic de cancer tardif dans la mortalité différentielle observée chez les adultes noirs à l'étude?

## Méthodologie

### Population à l'étude

La population à l'étude repose sur les Cohortes santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 2001, 2006 et 2011, pour lesquelles le questionnaire détaillé du recensement et l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011 ont été couplés au Registre canadien du cancer (RCC) (pour signaler les diagnostics de cancer), à la Base de données sur les congés des patients (BDGP) (pour les hospitalisations) et à la base de données des statistiques de l'état civil. Des renseignements sur les CSERCan ont déjà été publiés ailleurs<sup>5</sup>. En bref, les CSERCan sont une collection d'ensembles de données fondés sur la population couplés de façon probabiliste qui intègre les données de répondants au questionnaire détaillé du recensement canadien à des données administratives sur la santé (p. ex. enregistrements de décès) et à des historiques annuels de codes postaux résidentiels par l'entremise de l'Environnement de couplage de données sociales de Statistique Canada<sup>5</sup>. Dans le cadre de la présente étude, de multiples ensembles de données des CSERCan (années de recensement 2001, 2006 et 2011) ont été utilisés pour créer une population à l'étude comprenant des répondants ne vivant pas en établissement au moment de l'entrée dans la cohorte. La population à l'étude a été suivie de la date du recensement auquel elle a participé jusqu'au 31 décembre 2016 pour la CSERCan de 2001 et du 31 décembre 2019 pour les CSERCan de 2006 et de 2011.

### Résultats en matière de mortalité, d'hospitalisation et de cancer

Les résultats d'intérêt en matière de mortalité étaient les suivants : VIH/SIDA (Classification internationale des maladies, 10<sup>e</sup> révision [CIM-10] codes B20 à B24), diabète sucré (codes E10 à E14 de la CIM-10), cancer de la prostate chez les hommes (code C61 de la CIM-10) et cancer de l'utérus chez les femmes (codes C54 à C55 de la CIM-10). Ces données ont été extraites des enregistrements de la statistique de l'état civil depuis le début du suivi (c.-à-d. la date du recensement auquel ils ont participé) jusqu'au 31 décembre 2016, pour la CSERCan de 2001, et jusqu'au 31 décembre 2019, pour les CSERCan de 2006 et de 2011. Pour le diagnostic de cancer, le RCC a été utilisé pour signaler les diagnostics de cancer de la prostate (hommes) et de cancer de l'utérus (femmes) de 1992 jusqu'au 31 décembre 2015. Il s'agit de l'étendue de la période pour laquelle le RCC est actuellement couplé aux CSERCan. De même, la BDGP de l'Institut canadien d'information sur la santé a été utilisée comme base de données administratives sur la santé pour obtenir des données sur les premières hospitalisations liées au VIH/SIDA et au diabète sucré survenues entre la date de référence (c.-à-d. date du recensement auquel ils ont participé) et la fin du suivi le 31 décembre 2016, à l'exception de la CSERCan de 2011, qui a été suivie jusqu'au 31 décembre 2019. La première hospitalisation pour cause de VIH/SIDA ou de diabète dans le suivi est utilisée comme approximation de la gravité de la maladie pouvant avoir entraîné cette hospitalisation. Il ne s'agit donc pas d'un indicateur du diagnostic de la maladie. Comme cela a été fait dans des études antérieures qui reposaient sur la BDGP pour opérationnaliser et signaler les cas d'hospitalisation<sup>6</sup>, une période d'épuration de sept ans précédant la date du recensement a été utilisée pour tenir compte des cas de prévalence de ces résultats. De plus, la BDGP n'est disponible qu'à partir de 1994 (pour des raisons administratives), de sorte qu'un début de suivi sept ans auparavant est la période maximale d'épuration disponible pour la première cohorte utilisée dans la présente étude (c.-à-d. la CSERCan de 2001). Il convient de mentionner que les résidents du Québec ont été exclus de toutes les analyses qui reposaient sur le RCC et la BDGP en raison de la non-disponibilité des données de cette province.

### Analyse statistique

Des statistiques descriptives ont été utilisées pour décrire les caractéristiques de la cohorte et délimiter la proportion de participants dont le décès a été attribué à la même cause que leur diagnostic initial, permettant ainsi une compréhension approfondie des taux de mortalité attribuables à d'autres causes. Cela a servi de justification essentielle pour tenir compte des événements de risque concurrent dans les analyses. Une régression du risque concurrent suivant la méthodologie de Fine et Gray<sup>3</sup> a été utilisée pour évaluer le risque cumulatif d'incidence à partir du moment du diagnostic (relatif aux

résultats en matière de cancer) ou de cas d'hospitalisation jusqu'à la mortalité. Cette approche analytique tient compte des risques concurrents de mortalité d'autres causes, contrairement aux modèles standards à risques proportionnels de Cox qui ne tiennent pas compte de ces événements concurrents.

Le risque d'incidence de diagnostic de cancer et de cas d'hospitalisation chez les adultes noirs tout au long de la période de suivi a également été évalué à l'aide des modèles standards à risques proportionnels de Cox. L'hypothèse de risques proportionnels a été évaluée et respectée pour tous les modèles.

**Tableau 1**  
**Statistiques descriptives et caractéristiques de la cohorte analytique**

	Noirs		Blancs	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
<b>Participants de la cohorte<sup>1</sup></b>	86 700	74 820	3 525 100	3 340 970
	nombre			
	%			
<b>Groupe d'âge</b>				
19 à 24 ans	16,5	17,5	11,9	12,7
25 à 34 ans	22,2	20,8	15,1	15,3
35 à 44 ans	23,8	24,4	18,7	19,0
45 à 54 ans	16,9	18,1	19,8	20,3
55 à 64 ans	11,2	11,3	15,1	15,6
65 à 74 ans	6,2	5,8	10,3	10,2
75 à 84 ans	2,5	1,8	6,9	5,6
85 ans et plus	0,7	0,4	2,2	1,3
<b>Lieu de résidence</b>				
Dans une RMR ou AR	98,3	97,5	79,1	78,2
Hors d'une RMR ou AR	1,7	2,5	20,9	21,8
<b>État matrimonial</b>				
Jamais marié(e) (célibataire)	38,7	35,3	18,8	23,8
Marié(e) ou en union libre	40,2	54,2	62,8	67,4
Séparé(e) ou divorcé(e)	16,7	9,5	9,3	6,6
Veuf ou veuve	4,4	1,0	9,0	2,2
<b>Structure de la famille de recensement</b>				
En union libre ou marié(e) avec ou sans enfants	38,2	51,3	62,2	66,8
Famille monoparentale	24,5	3,4	7,6	2,0
Personne seule (sans conjoint ni enfants)	37,3	45,2	30,2	31,3
<b>Niveau de scolarité</b>				
Pas de diplôme d'études secondaires	15,6	15,6	19,7	20,7
Diplôme d'études secondaires ou équivalent	35,6	40,8	35,2	41,3
Diplôme d'une école de métiers, d'un collège ou d'une université inférieur au baccalauréat	32,1	24,3	26,4	19,8
Baccalauréat ou diplôme de niveau supérieur	16,7	19,4	18,8	18,2
<b>Situation d'activité sur le marché du travail</b>				
Personne occupée	63,2	71,6	60,1	70,1
Chômeur ou chômeuse	7,8	7,9	3,8	4,7
Personne inactive	29,0	20,5	36,1	25,2
<b>Quintile de revenu</b>				
1 (le plus bas)	32,2	25,1	18,7	14,8
2	21,9	21,4	19,3	18,2
3	18,5	20,4	19,8	20,2
4	16,2	19,0	20,5	22,2
5 (le plus élevé)	11,3	14,2	21,7	24,6
<b>Statut d'immigrant et période d'immigration</b>				
Non-immigrant	25,4	29,0	85,0	85,2
Ayant immigré au cours des 10 années précédant le recensement	23,9	24,0	2,1	2,0
Ayant immigré plus de 10 ans avant le recensement	50,7	47,0	12,9	12,7
<b>Cycle de CSERCan</b>				
2001	26,0	24,1	32,6	32,6
2006	36,6	37,9	35,5	35,5
2011	37,4	38,0	32,0	32,0

1. Exclut les participants résidant au Québec en raison de l'absence de données dans le Registre canadien du cancer et la Base canadienne de données sur les congés des patients.

**Notes :** Le total des pourcentages peut ne pas correspondre à 100 % en raison de l'arrondissement.

RMR : région métropolitaine de recensement; AR : agglomération de recensement.

CSERCan : Cohorte santé et environnement du recensement canadien.

**Source :** Statistique Canada, Cohorte santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011.

Comme dans l'analyse précédente, le groupe de population de référence était les personnes blanches et les paramètres estimés représentaient tous les autres groupes de population de la cohorte, fournissant ainsi une image complète de la vraie réalité, plutôt que des paramètres pour seulement des groupes de population particuliers. De façon plus concise, les estimations du modèle pour les adultes noirs tenaient compte des paramètres de tous les autres groupes de population de la cohorte (p. ex. Arabe, Chinois, Japonais, Coréen, Sud-Asiatique, Asiatique du Sud-Est, Philippin, Latino-Américain et Autochtone); le groupe de population Blanc étant la référence. Cela a permis de faire l'inférence des estimations du modèle pour les adultes noirs comparativement aux adultes blancs, en présence de tous les autres groupes de population.

Le modèle final comprenait des ajustements pour des déterminants sociaux de la santé bien établis et disponibles, y compris la structure de la famille de recensement, la situation d'activité, le revenu, le niveau de scolarité, l'état matrimonial, la taille du ménage, le statut de génération, l'appartenance à la population urbaine et la région de naissance. Le modèle de base comprend des strates du modèle de Cox définies pour l'âge (selon des groupes de 10 ans) et le cycle de cohorte (c.-à-d. CSERCan de 2001, 2006 et 2011). Pour les modèles entièrement corrigés, le statut d'immigrant a été inclus dans la strate, en plus des déterminants sociaux de la santé corrigés. De plus, des covariables guidées par un graphe acyclique orienté ont été utilisées. Le graphe acyclique orienté, représenté à la figure S1 supplémentaire, illustre les relations présumées entre la variable primaire indépendante (groupes de population) et la mortalité (ou cas de cancer ou d'hospitalisation), tout en incluant les déterminants sociaux de la santé pertinents comme variables d'influence possibles. Un ajustement pour tenir compte de l'état matrimonial, de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement (c.-à-d. urbaine ou rurale) et du quintile de revenu,

en plus du modèle de base, a été déterminé comme étant l'exigence minimale en matière de covariables selon le graphe acyclique orienté. Les résultats présentés dans cette étude reposaient sur le modèle guidé par un graphe acyclique orienté, et le modèle entièrement corrigé a été inclus à des fins de comparaison avec l'analyse précédente de cette cohorte.

À titre d'analyse de sensibilité pour les deux résultats du cancer, la mortalité liée à n'importe quel type de cancer a été signalée comme étant le résultat d'intérêt, en raison de la probabilité de métastases cancéreuses, dans l'analyse évaluant le risque cumulatif de décès. De plus, on a tenté de décomposer les écarts de mortalité observés en explorant une approximation de l'accès aux soins de santé. Pour ce faire, il a fallu enquêter sur des cas pour lesquels des diagnostics provenant du RCC ont été observés et signalés après l'entrée dans la cohorte (c.-à-d. le jour de recensement respectif). Il convient de mentionner que cette définition opérationnelle du diagnostic tardif selon le moment du diagnostic lors du suivi n'indique pas le stade du diagnostic. Toutefois, en examinant le rôle de médiation des diagnostics tardifs de cancer dans la mortalité différentielle observée au sein de la cohorte, l'objectif était de décomposer l'effet total (c.-à-d. la proportion moyenne de la mortalité vécue par les adultes noirs, comparativement aux adultes blancs) en un effet indirect naturel (reflétant la mortalité par l'entremise d'un diagnostic tardif) et un effet direct naturel (représentant la mortalité par toutes les autres voies)<sup>8</sup>. L'hypothèse de risques proportionnels a été évaluée à l'aide des résidus de Schoenfeld.

Les étapes de la gestion des données ont été effectuées dans la version 9.4 de SAS, tandis que l'analyse des données (modèles de régression à risques proportionnels de Cox [progiciel « *stcox* »]<sup>7</sup>, l'analyse du risque concurrent [progiciel « *sterreg* »]<sup>7</sup> et l'analyse de médiation [progiciel « *medeff mediation* »])<sup>8</sup> a été effectuée à l'aide de la version 17.0 de Stata<sup>9</sup>.

**Tableau 2A**  
**Nouveau cancer (prostate et utérus) et cas d'hospitalisation (VIH et diabète) dans la cohorte d'analyse**

	Noirs				Blancs			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	n	%	n	%	n	%	n	%
<b>Incidence de cancer (2001 à 2015)<sup>1,2</sup></b>	86 600	100,00	73 605	100	3 514 360	100,00	3 285 970	100,00
Utérus (femmes)	250	0,29	...	...	15 360	0,44	...	...
Prostate (hommes)	...	...	1 890	2,57	...	...	69 320	2,11
<b>Incidence d'hospitalisation<sup>1</sup> (2001 à 2016 ou 2019<sup>3</sup>)</b>	86 700	100,00	74 820	100	3 525 100	100,00	3 340 970	100,00
VIH	60	0,07	70	0,09	90	0,00	780	0,02
Diabète	680	0,78	830	1,11	20 790	0,59	30 300	0,91

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Exclut les participants résidant au Québec en raison de l'absence de données dans le RCC et la Base de données sur les congés des patients (BDPC).
2. Le dénominateur repose sur les personnes qui étaient vivantes au moment du cas.
3. Les CSERCan de 2001 et de 2006 ont été suivies pour les cas d'hospitalisation dans la BDPC jusqu'en 2016, tandis que la CSERCan de 2011 a été suivie jusqu'en 2019.

**Notes :** Le total des pourcentages peut ne pas correspondre à 100 % en raison de l'arrondissement.

Les Cohortes santé et environnement du recensement canadien de 2001, de 2006 et de 2011 (CSERCan) ont été suivies pour les cas de cancer dans le Registre canadien du cancer (RCC) du jour du recensement jusqu'au 31 décembre 2015, parmi les personnes sans cancer.

**Source :** Statistique Canada, Cohorte santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011.

**Tableau 2B**  
**Participants décédés de la même cause pour laquelle ils avaient reçu un diagnostic selon la cohorte analytique**

	Noirs				Blancs			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	n	%	n	%	n	%	n	%
<b>Diagnostic de cancer déjà reçu<sup>1</sup> (1992 à 2015)</b>								
<b>Utérus (femmes)</b>								
Incidence totale	350	100	...	...	25 940	100	...	...
Décès de la même cause	80	22,9	...	...	2 590	10,0	...	...
Décès d'autres causes	45	12,9	...	...	5 080	19,6	...	...
<b>Prostate (hommes)</b>								
Incidence totale	...	...	3 090	100	...	...	123 825	100
Décès de la même cause	...	...	190	6,1	...	...	13 390	10,8
Décès d'autres causes	...	...	425	13,8	...	...	34 800	28,1
<b>Incidence d'hospitalisation<sup>2</sup> (2001 à 2016 ou 2019<sup>2</sup>)</b>								
<b>VIH</b>								
Incidence totale	60	100	70	100	95	100	780	100
Décès de la même cause	20	33,3	20	28,6	25	26,3	180	23,1
Décès d'autres causes	10	16,7	10	14,3	10	10,5	125	16,0
<b>Diabète</b>								
Incidence totale	680	100	830	100	20 790	100	30 300	100
Décès de la même cause	45	6,6	60	7,2	2 040	9,8	2 900	9,6
Décès d'autres causes	210	30,9	200	24,1	8 130	39,1	11 965	39,5

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Exclut les participants résidant au Québec en raison de l'absence de données dans le RCC et la Base de données sur les congées des patients (BDCP).

2. Les CSERCan de 2001 et de 2006 ont été suivies pour les cas d'hospitalisation dans la BDCP survenus du début du suivi (jour du recensement) jusqu'en 2016, tandis que la CSERCan de 2011 a été suivie jusqu'en 2019.

**Notes :** Le total des pourcentages peut ne pas correspondre à 100 % en raison de l'arrondissement.

Les Cohortes santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011 (CSERCan) ont été couplées au Registre canadien du cancer (RCC) pour signaler les cas de cancer de la prostate ou de l'utérus diagnostiqués de 1992 à 2015, à l'exception des résidents du Québec en raison de données incomplètes.

**Source :** Statistique Canada, Cohorte santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011.

## Résultats

Comme l'indique l'analyse précédente, la cohorte initiale à l'étude comprenait 92 245 hommes adultes noirs et 106 640 femmes adultes noirs âgés de 19 ans et plus. Toutefois, pour certaines parties des analyses actuelles, pour lesquelles l'incidence ou une nouvelle hospitalisation était importante, une sous-cohorte sans maladie a été utilisée. Le statut sans maladie a été défini comme l'absence de diagnostics de cancer antérieurs ou d'hospitalisations pertinentes au cours d'une période de suivi préalable de sept ans à partir de la date de référence (c.-à-d. la date du recensement auquel ils ont participé). Par conséquent, la cohorte analytique comprenait 74 820 hommes adultes noirs et 86 700 femmes adultes noires. Notamment, la plus petite taille de la cohorte analytique était attribuable au fait que les données (RCC et BDCP) du Québec n'étaient pas disponibles et que les données exclues ne différaient pas de celles de la cohorte en ce qui concerne les caractéristiques de leurs populations (tableau 1). La durée moyenne du suivi d'un cas de cancer était de 10 ans, tandis que celle d'un cas d'hospitalisation était de 12 ans.

Lors de l'évaluation initiale, tout au long de la période de suivi de l'analyse du cancer (c.-à-d. de la date du recensement auquel ils ont participé jusqu'au 31 décembre 2015), les femmes noires

avaient des taux plus faibles de diagnostic de cancer de l'utérus (0,29 %) que les femmes blanches (0,44 %), sans ajustement en fonction de l'âge ou de déterminants sociaux en matière de santé (tableau 2A). Toutefois, pour tous les résultats examinés, à l'exception du cancer de l'utérus, les adultes noirs présentaient un nombre accru de cas de diagnostics ou de cas d'hospitalisation, comparativement aux adultes blancs (tableau 2A). Ces observations ont été confirmées dans des modèles de Cox corrigés évaluant le risque d'incidence de diagnostics de cancer et d'hospitalisations (tableau 3). Par exemple, les hommes noirs présentaient un risque de cas de cancer de la prostate et d'hospitalisation liés au VIH et au diabète deux fois plus élevé que les hommes blancs (tableau 3). En revanche, le risque de cas d'hospitalisation liée au VIH était environ 12 fois plus élevé pour les femmes noires que pour les femmes blanches (tableau 3). À l'inverse, les femmes noires étaient environ 15 % moins susceptibles d'avoir reçu un diagnostic de cancer de l'utérus que les femmes blanches (rapport des risques instantanés : 0,85; intervalle de confiance [IC] à 95 % : 0,75 à 0,97). Les modèles de régression de Cox ont respecté l'hypothèse de risques proportionnels.

En évaluant l'incidence des événements de mortalité concurrents, le tableau 2B montre que les femmes noires étaient plus susceptibles de mourir de la même cause que le diagnostic qu'elles ont reçu, notamment pour le cancer de l'utérus (22,9 %

contre 10,0 %) et le VIH (33,3 % contre 26,3 %), comparativement aux femmes blanches. Cette tendance n'était pas constante pour le diabète chez les hommes et les femmes noirs ni pour le cancer de la prostate chez les hommes noirs. Une proportion substantielle des décès dans tous les groupes a été attribuée à des causes autres que le diagnostic initial, soulignant l'importance de tenir compte d'événements à risque concurrent (tableau 2B). L'analyse du risque cumulatif de mortalité depuis le diagnostic (tableau 4) a révélé une capacité de survie significativement plus faible chez les femmes noires ayant reçu un diagnostic de cancer de l'utérus, comparativement aux femmes blanches (modèle reposant sur un graphe acyclique orienté – ratio de sous-risques instantanés : 2,32; IC à 95 % : 1.83 à 2.93), après avoir tenu compte d'événements concurrents

et de déterminants sociaux de la santé. À l'inverse, la capacité de survie relative des hommes noirs ayant reçu un diagnostic de cancer de la prostate était significativement supérieure à celle des hommes blancs (ratio de sous-risques instantanés : 0,76; IC à 95 % : 0,66 à 0,88). Sans tenir compte d'un événement de risque concurrent, le risque de mortalité cumulatif observé demeurait inchangé. Cela était également vrai lorsque le décès attribuable à tout type de cancer était examiné dans une analyse de sensibilité pour évaluer les métastases potentielles d'un cancer de l'utérus ou de la prostate (tableau A1). Aucune capacité de survie différentielle n'a été observée pour la mortalité liée au VIH ou au diabète chez les adultes noirs et blancs ayant reçu un diagnostic pour l'une ou l'autre de ces maladies (tableau 4).

**Tableau 3**  
**Risque de cas de cancer et de cas d'hospitalisation chez les adultes noirs au cours de la période de suivi**

	Femmes noires			Hommes noirs		
	Rapport des risques instantanés	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport des risques instantanés	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à
<b>Incidence de cancer<sup>1</sup> (2001 à 2015)</b>						
<b>Utérus (femmes)</b>						
Modèle de base	0,91	0,80	1,03	...	...	...
Modèle entièrement corrigé	0,83 †	0,70	0,99	...	...	...
Modèle reposant sur le graphe acyclique orienté	0,85 †	0,75	0,97	...	...	...
<b>Prostate (hommes)</b>						
Modèle de base	...	...	...	2,13 †	2,03	2,23
Modèle entièrement corrigé	...	...	...	1,68 †	1,56	1,81
Modèle reposant sur le graphe acyclique orienté	...	...	...	2,20 †	2,10	2,31
<b>Incidence d'hospitalisation<sup>1</sup> (2001 à 2016 ou 2019<sup>2</sup>)</b>						
<b>VIH</b>						
Modèle de base	20,36 †	13,52	30,66	3,83 †	2,92	5,01
Modèle entièrement corrigé	8,22 †	4,32	15,65	1,78 †	1,20	2,66
Modèle reposant sur le graphe acyclique orienté	11,97 †	7,86	18,22	2,54 †	1,94	3,33
<b>Diabète</b>						
Modèle de base	2,48 †	2,29	2,69	2,22 †	2,06	2,38
Modèle entièrement corrigé	1,80 †	1,60	2,02	1,69 †	1,53	1,86
Modèle reposant sur le graphe acyclique orienté	2,31 †	2,13	2,51	2,10 †	1,96	2,26

... n'ayant pas lieu de figurer

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (adultes blancs) ( $p < 0,05$ )

1. Exclut les participants résidant au Québec en raison de l'absence de données dans le RCC et la Base de données sur les congés des patients (BDCP).

2. Les CSERCan de 2001 et de 2006 ont été suivies pour les cas d'hospitalisation dans la BDCP survenus du début du suivi (jour du recensement) jusqu'en 2016, tandis que la CSERCan de 2011 a été suivie jusqu'en 2019.

**Notes :**

Modèle de base : comprend seulement le modèle de Cox stratifié selon le groupe d'âge de 10 ans et selon la cohorte.

Modèle entièrement corrigé : comprend la strate du modèle de base, auquel s'ajoute le statut d'immigrant, corrigé en fonction de la génération, de la région de naissance, de l'état matrimonial, de la structure de la famille de recensement, de la taille du ménage, du niveau de scolarité, de la situation d'activité, du quintile de revenu et de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement.

Modèle guidé par graphe acyclique orienté : comprend la strate du modèle de base, auquel s'ajoute le statut d'immigrant, uniquement corrigé en fonction de l'état matrimonial, du quintile de revenu et de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement.

Les Cohortes santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011 (CSERCan) ont été couplées au Registre canadien du cancer (RCC) pour signaler les cas de cancer de la prostate ou de l'utérus diagnostiqués de 1992 à 2015, à l'exception des résidents du Québec en raison de données incomplètes.

Source : Statistique Canada, Cohorte santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011.

Tableau 4

Risque de mortalité cumulatif (capacité de survie) depuis le diagnostic jusqu'au décès, en tenant compte du risque concurrent de décès d'autres causes

	Femmes noires						Hommes noirs					
	Risque concurrent			Sans risque concurrent			Risque concurrent			Sans risque concurrent		
	Ratio de sous-risques instantanés	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport des risques instantanés	Intervalle de confiance à 95 % de à		Ratio de sous-risques instantanés	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport des risques instantanés	Intervalle de confiance à 95 % de à	
<b>Diagnostic de cancer déjà reçu<sup>1</sup> (1992 à 2015)</b>												
<b>Utérus (femmes)</b>												
Modèle de base	2,44 <sup>†</sup>	1,93	3,09	2,76 <sup>†</sup>	2,20	3,45	...	...	...	...	...	...
Modèle entièrement corrigé	1,68 <sup>†</sup>	1,18	2,40	1,73 <sup>†</sup>	1,22	2,45	...	...	...	...	...	...
Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté	2,32 <sup>†</sup>	1,83	2,93	2,37 <sup>†</sup>	1,87	2,99	...	...	...	...	...	...
<b>Prostate (hommes)</b>												
Modèle de base	...	...	...	...	...	...	0,77	0,67	0,89	0,72 <sup>†</sup>	0,62	0,83
Modèle entièrement corrigé	...	...	...	...	...	...	0,82	0,67	1,01	0,78	0,63	0,97
Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté	...	...	...	...	...	...	0,76	0,66	0,88	0,73 <sup>†</sup>	0,63	0,85
<b>Incidence d'hospitalisation<sup>1</sup> (2001 à 2016 ou 2019<sup>2</sup>)</b>												
<b>VIH</b>												
Modèle de base	1,28	0,38	4,40	1,58	0,84	2,95	1,55	0,84	2,87	1,57	0,97	2,55
Modèle entièrement corrigé	4,12	0,98	17,36	8,22 <sup>†</sup>	1,32	51,14	2,23	0,87	5,71	2,10	0,85	5,14
Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté	1,28	0,35	4,66	2,07	0,63	6,78	1,44	0,77	2,69	1,40	0,76	2,57
<b>Diabète</b>												
Modèle de base	0,83	0,61	1,13	0,73	0,54	0,98	0,96	0,73	1,25	0,80	0,61	1,04
Modèle entièrement corrigé	0,93	0,56	1,53	0,88	0,56	1,39	0,96	0,69	1,33	0,86	0,60	1,22
Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté	0,78	0,57	1,07	0,77	0,56	1,05	0,94	0,72	1,23	0,84	0,64	1,11

... n'ayant pas lieu de figurer

<sup>†</sup> valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (adultes blancs) ( $p < 0,05$ )

1. Exclut les participants résidant au Québec en raison de l'absence de données dans le RCC et la Base de données sur les congés des patients (BDCP).

2. Les CSERCan de 2001 et de 2006 ont été suivies pour les cas d'hospitalisation dans la BDCP survenus du début du suivi (jour du recensement) jusqu'en 2016, tandis que la CSERCan de 2011 a été suivie jusqu'en 2019.

**Notes :** Les ratios de sous-risques instantanés sont déclarés à partir de l'analyse de risque concurrent.

Modèle de base : comprend seulement le modèle de Cox stratifié selon le groupe d'âge de 10 ans et selon la cohorte.

Modèle entièrement corrigé : comprend la strate du modèle de base, auquel s'ajoute le statut d'immigrant, corrigé en fonction de la génération, de la région de naissance, de l'état matrimonial, de la structure de la famille de recensement, de la taille du ménage, du niveau de scolarité, de la situation d'activité, du quintile de revenu et de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement.

Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté : comprend la strate du modèle de base, auquel s'ajoute le statut d'immigrant, et corrigé seulement en fonction de l'état matrimonial, du quintile de revenu et de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement.

Les Cohortes santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011 (CSERCan) ont été couplées au Registre canadien du cancer (RCC) pour signaler les cas de cancer de la prostate ou de l'utérus diagnostiqués de 1992 à 2015, sauf pour les résidents du Québec en raison de données incomplètes.

**Source :** Statistique Canada, Cohorte santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011.

Une exploration plus poussée visant à comprendre le risque de mortalité par cancer de l'utérus relativement élevé chez les femmes noires a mené à une analyse de sensibilité. Il s'agissait d'évaluer les scénarios pour lesquels les diagnostics de cancer provenant du RCC avaient été signalés après l'entrée dans la cohorte comme approximation d'un diagnostic tardif potentiel (tableau 5). L'analyse a révélé une proportion plus élevée de la mortalité différentielle totale liée au cancer de l'utérus attribuable à un diagnostic tardif chez les femmes noires (14,9 %; IC à 95 % : 10,5 % à 23,1 %), comparativement aux femmes blanches (8,9 %; IC à 95 % : 6,3 % à 13,9 %). À

l'inverse, aucune différence dans la proportion de la mortalité différentielle totale liée au cancer de la prostate attribuable à un diagnostic tardif n'a été observée chez les hommes noirs comparativement aux hommes blancs (tableau 5).

## Discussion

La présente étude de cohorte fondée sur la population vise à comprendre les voies probables contribuant à des résultats différentiels de mortalité chez les adultes noirs au Canada, à l'aide de données provenant des CSERCan de 2001, 2006 et

2011. Cette analyse vise à élucider les écarts de mortalité observés, en mettant l'accent sur des problèmes de santé comme le VIH, le diabète, le cancer de la prostate (chez les hommes) et le cancer de l'utérus (chez les femmes), en s'appuyant sur des analyses antérieures de cette cohorte<sup>1</sup>.

Cette étude a révélé des disparités importantes entre divers résultats en matière de santé entre les adultes noirs et blancs au Canada. Contrairement aux hommes blancs, les hommes noirs ont connu une augmentation de cas de diagnostics ou de cas d'hospitalisation dans les trois résultats examinés, ce qui souligne des disparités substantielles dans le fardeau des maladies. Plus précisément, les hommes noirs enregistraient un risque de cas de cancer de la prostate et d'hospitalisation en raison du VIH ou du diabète environ deux fois plus élevé que les hommes blancs, ce qui s'harmonise avec les analyses de mortalité antérieures<sup>1</sup>. Ce parallèle entre le risque d'incidence accrue et le risque relatif de mortalité peut être attribué à une gravité différentielle de la maladie, à la vulnérabilité ou aux comorbidités, qui n'ont pas été prises en compte dans la présente analyse.

Un grand nombre de publications documentant l'existence de disparités en matière de santé entre la population noire et la population blanche au Canada et ailleurs ont attribué ces

résultats différentiels relatifs à la santé à des inégalités quant à l'accès aux soins de santé, au dépistage, au diagnostic ou aux traitements<sup>10-14</sup>. Pour examiner l'hypothèse d'un accès différentiel aux soins de santé ou aux traitements dans le cadre de la présente étude, la capacité de survie, du diagnostic au décès, a été évaluée parmi les personnes ayant reçu un diagnostic. Même si les événements précédant le diagnostic n'ont pas pu être déterminés, aucune preuve de capacité de survie réduite n'a été trouvée pour les hommes noirs ayant reçu un diagnostic de cancer de la prostate, de VIH ou de diabète, comparativement aux hommes blancs. En fait, le modèle reposant sur le graphe acyclique orienté indiquait une capacité de survie relative de 24 % plus élevée pour les hommes noirs ayant reçu un diagnostic de cancer de la prostate, comparativement aux hommes blancs ayant reçu ce diagnostic également, à la fin de la période de suivi. De plus, on n'a constaté aucune incidence du moment du diagnostic de cancer de la prostate sur la disparité de la mortalité entre les hommes noirs et blancs. Ces analyses de sensibilité démontrent que l'accès aux soins de santé ou les traitements de maladies comme le cancer de la prostate, le VIH ou le diabète n'expliquent pas les résultats différentiels de mortalité observés dans l'analyse précédente des hommes noirs de cette cohorte.

Tableau 5

**Rôle de médiation du moment du diagnostic de cancer d'intérêt dans la mortalité différentielle observée entre les Canadiens adultes noirs et blancs**

	Effet total (Noirs par rapport aux Blancs)			Proportion de l'effet total de médiation					
				Noirs			Blancs		
	Moyenne	Intervalle de confiance à 95 %		%	Intervalle de confiance à 95 %		%	Intervalle de confiance à 95 %	
de		à	de		à	de		à	
<b>Mortalité attribuable à un diagnostic tardif (c.-à-d. diagnostic après le début du suivi)</b>									
<b>Utérus (femmes)</b>									
Modèle de base	0,141 <sup>‡</sup>	0,099	0,186	13,7 <sup>§</sup>	10,4	19,6	7,7 <sup>§</sup>	5,8	11,0
Modèle entièrement corrigé	0,065 <sup>‡</sup>	0,017	0,120	19,0 <sup>§</sup>	9,4	63,9	13,9 <sup>§</sup>	6,9	46,8
Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté	0,118 <sup>‡</sup>	0,075	0,166	14,9 <sup>§</sup>	10,5	23,1	8,9 <sup>§</sup>	6,3	13,9
<b>Prostate (hommes)</b>									
Modèle de base	-0,026 <sup>‡</sup>	-0,037	-0,015	1,5 <sup>§</sup>	1,1	2,7	1,9 <sup>§</sup>	1,3	3,3
Modèle entièrement corrigé	-0,018	-0,036	0,002	-0,9	-6,8	2,9	-1,1	-7,7	3,3
Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté	-0,021 <sup>‡</sup>	-0,033	-0,008	2,7 <sup>§</sup>	1,7	7,1	3,1 <sup>§</sup>	2,0	8,2

<sup>‡</sup> valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (adultes blancs) ( $p < 0,05$ )

<sup>§</sup> effet de médiation significatif au sein de chaque groupe de population à  $p < 0,05$  (aucune comparaison entre les adultes noirs et blancs)

**Notes :** La moyenne est le coefficient.

Modèle de base : comprend seulement le modèle de Cox stratifié selon le groupe d'âge de 10 ans et selon la cohorte.

Modèle entièrement corrigé : comprend la strate du modèle de base, auquel s'ajoute le statut d'immigrant, corrigé en fonction de la génération, de la région de naissance, de l'état matrimonial, de la structure de la famille de recensement, de la taille du ménage, du niveau de scolarité, de la situation d'activité, du quintile de revenu et de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement.

Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté : comprend la strate du modèle de base, auquel s'ajoute le statut d'immigrant, et corrigé seulement en fonction de l'état matrimonial, du quintile de revenu et de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement.

Les Cohortes santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011 ont été couplées au Registre canadien du cancer pour signaler les cas de cancer de la prostate ou de l'utérus diagnostiqués de 1992 à 2015, sauf pour les résidents du Québec en raison de données incomplètes.

**Source :** Statistique Canada, Cohorte santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011.

À l'inverse, les femmes noires étaient moins susceptibles de recevoir un diagnostic de cancer de l'utérus que les femmes blanches, contrairement à la mortalité par cancer de l'utérus relativement plus élevée signalée précédemment<sup>1</sup>. Une analyse plus poussée a révélé des disparités importantes en matière de capacité de survie chez les femmes noires ayant reçu un diagnostic de cancer de l'utérus; leur probabilité de survie étant deux fois plus faible, comparativement aux femmes blanches, à la fin de la période de suivi. Le diagnostic tardif est apparu comme un facteur ayant contribué à la mortalité différentielle observée dans l'analyse précédente. Par exemple, une proportion plus élevée de la mortalité totale différentielle liée au cancer de l'utérus était causée par un diagnostic tardif chez les femmes noires (14,9 %), comparativement aux femmes blanches (8,9 %). Cela souligne le rôle crucial que jouent les diagnostics de cancer précoces dans l'atténuation des disparités en matière de santé chez les femmes noires<sup>11,15,16</sup>.

De plus, les femmes noires présentaient un risque de cas d'hospitalisation liée au VIH environ 12 fois plus élevé que les femmes blanches, ce qui reflète les tendances observées aux États-Unis<sup>13,14,17</sup>. L'analyse précédente de cette cohorte actuelle a révélé que le risque de mourir du VIH chez les femmes noires était six fois plus élevé que chez les femmes blanches. Même s'il a été prouvé qu'une plus faible utilisation de traitements antirétroviraux était associée à un risque de mortalité plus élevé chez les femmes noires<sup>13,14,17</sup>, on a tenté d'explorer la capacité de survie parmi les personnes de la sous-cohorte ayant reçu un diagnostic de VIH. Aucune capacité de survie différentielle n'a été observée lorsque des risques concurrents (c.-à-d. décès d'autres causes) étaient pris en compte, ou dans le modèle reposant sur un graphe acyclique orienté. Toutefois, sans tenir compte du risque concurrent, les femmes noires atteintes du VIH étaient environ huit fois moins susceptibles de survivre à la fin de la période de suivi, par rapport aux femmes blanches atteintes du VIH dans le modèle entièrement corrigé. Les raisons particulières de ces disparités en matière d'incidence et de mortalité différentielles sont complexes et multidimensionnelles et méritent d'être étudiées plus en détail afin de les cerner et de les corriger.

À la connaissance des auteurs, il s'agit de la seule étude nationale fondée sur la population au Canada explorant des voies par l'entremise de diagnostic en vue de comprendre le fardeau de la mortalité attribuable au VIH, au diabète, au cancer de la prostate et au cancer de l'utérus au sein de la population adulte noire. La grande taille de l'échantillon des CSERCan a permis une analyse exhaustive de l'ensemble des groupes de population, renforcée sur le plan analytique en tenant compte d'autres événements concurrents pouvant nuire au résultat d'intérêt. Une observation essentielle est la proportion substantielle de décès attribués à des causes autres que le diagnostic initial dans tous les groupes de population. Cela souligne l'importance cruciale de tenir compte d'événements de risque concurrent pour comprendre les tendances de mortalité chez les adultes noirs depuis le moment du diagnostic. Sur le plan méthodologique, ces résultats soulignent la complexité d'attribuer la mortalité uniquement au problème de santé

diagnostiqué et soulignent la nécessité d'une approche nuancée lors de l'évaluation des résultats en matière de mortalité dans une cohorte longitudinale.

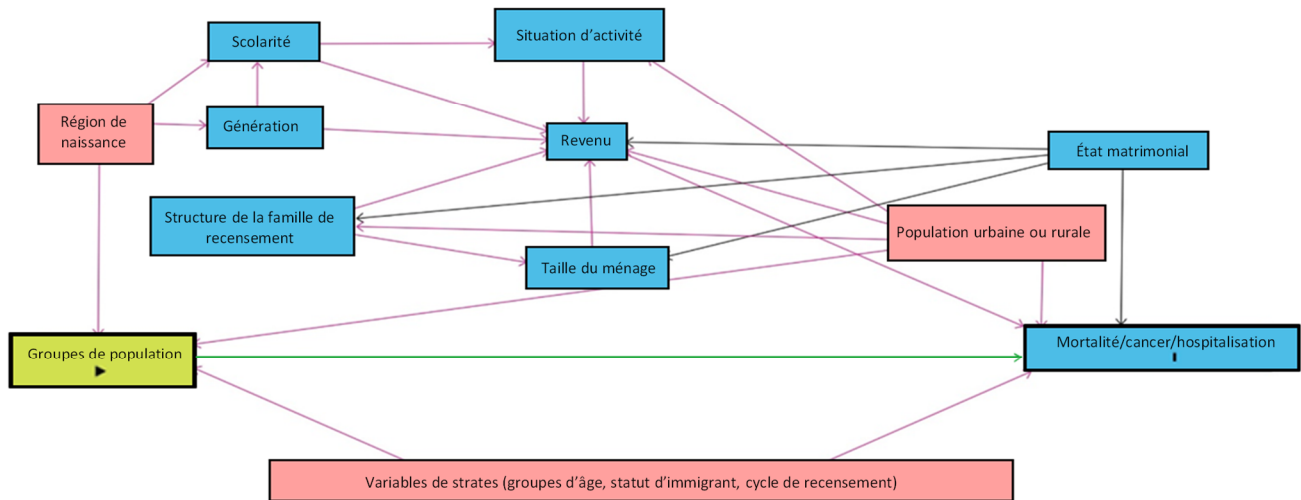
La présente étude comporte toutefois certaines limites qu'il convient de souligner. Le manque de renseignements sur les comportements (p. ex. tabagisme, alcool, activité physique, comportement sexuel) et les autres comorbidités dans les CSERCan peut avoir une incidence sur la prédisposition du fardeau de certaines maladies au sein des groupes de population examinés. De plus, l'absence de renseignements sur l'accès aux soins de santé ou les besoins insatisfaits en matière de santé et l'utilisation de données de substitution peuvent entraîner une potentielle erreur de classification de résultat et du médiateur. Par exemple, l'indicateur de cas d'hospitalisation de la BDCP a été utilisé pour signaler les nouveaux cas de VIH ou de diabète, après l'application d'une période d'élimination de sept ans pour établir une cohorte sans maladie. Cette approche peut avoir introduit une erreur de classification de résultat potentiel si certaines caractéristiques de la population étaient associées à une probabilité différentielle d'être hospitalisée pour le résultat d'intérêt. De même, la définition de « diagnostic de cancer tardif ou différé », utilisant le diagnostic signalé à l'entrée dans la cohorte et au-delà comme approximation de l'accès différentiel aux soins de santé, peut ne pas saisir adéquatement la gravité ou le stade du cancer. Enfin, des facteurs de pondération d'enquête n'ont pas pu être utilisés en raison de l'association des CSERCan de 2001, 2006 et 2011; les résultats présentés sont donc limités à ces cohortes. Toutefois, il convient de mentionner que les cohortes comprennent les répondants au questionnaire détaillé du recensement et sont donc représentatives à l'échelle nationale, sauf pour le Québec, où les données de la BDCP et du RCC étaient incomplètes et non disponibles.

En conclusion, ces constatations soulignent la nécessité impérieuse d'interventions ciblées portant sur les déterminants multidimensionnels des disparités en matière de santé chez les adultes noirs au Canada. Des stratégies mettant l'accent sur un accès équitable aux soins de santé (comme observé pour le diagnostic différentiel et la capacité de survie quant au cancer de l'utérus), des interventions compétentes sur le plan culturel, des initiatives de dépistage précoce et des approches de traitement adaptées sont essentielles pour atténuer ces disparités. De futures recherches pourraient approfondir l'interaction complexe entre les facteurs socioculturels et comportementaux, l'accès aux soins de santé, les comorbidités et les déterminants biologiques qui influencent les différents résultats en matière de santé, ouvrant la voie à des interventions plus ciblées et plus efficaces.

Annexe

Figure S1

Graphes acycliques orientés conceptuels pour les groupes de population et les résultats, comme la mortalité, le diagnostic de cancer ou les cas d'hospitalisation pour le VIH ou le diabète



Source : Le graphe acyclique orienté a été élaboré à l'aide du logiciel DAGitty (outil libre pour la création, la modification et l'analyse de diagrammes de causalité en épidémiologie et dans d'autres disciplines. Le modèle se trouve dans ce répertoire public : <https://dagitty.net/dags.html?id=ZSEuRnc3>

Tableau A1

Risque de mortalité cumulatif (capacité de survie) depuis le diagnostic de tout décès par cancer, en tenant compte du risque concurrent de décès d'autres causes

	Femmes noires				Hommes noirs			
	Risque concurrent		Sans risque concurrent		Risque concurrent		Sans risque concurrent	
	Ratio de sous-risques instantanés	Intervalle de confiance à 95 % de à	Rapport des risques instantané	Intervalle de confiance à 95 % de à	Ratio de sous-risques instantanés	Intervalle de confiance à 95 % de à	Rapport des risques instantané	Intervalle de confiance à 95 % de à
<b>Diagnostic de cancer déjà reçu<sup>1</sup> (1992 à 2015)</b>								
<b>Cancer de l'utérus (femmes)</b>								
Modèle de base	2,08 *	1,69 2,56	2,20 *	1,81 2,68	...	...	...	...
Modèle entièrement corrigé	1,70 *	1,27 2,29	1,69 *	1,26 2,26	...	...	...	...
Modèle reposant sur un graphe acyclique dirigé	1,99 *	1,61 2,45	2,01 *	1,64 2,46	...	...	...	...
<b>Prostate (hommes)</b>								
Modèle de base	...	...	...	...	0,69 *	0,62 0,77	0,65 *	0,59 0,73
Modèle entièrement corrigé	...	...	...	...	0,80 *	0,67 0,95	0,79 *	0,67 0,93
Modèle reposant sur un graphe acyclique orienté	...	...	...	...	0,68 *	0,61 0,76	0,67 *	0,60 0,75

... n'ayant pas lieu de figurer

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

1. Exclut les répondants résidant au Québec en raison de l'absence de données dans le Registre canadien du cancer.

Notes :

Catégorie de référence = Adultes blancs

Les ratios de sous-risques instantanés sont déclarés à partir de l'analyse de risque concurrent.

Modèle de base : comprend seulement le modèle de Cox stratifié selon le groupe d'âge de 10 ans et selon la cohorte.

Modèle entièrement corrigé : comprend la strate du modèle de base, auquel s'ajoute le statut d'immigrant, corrigé en fonction de la génération, de la région de naissance, de l'état matrimonial, de la structure de la famille de recensement, de la taille du ménage, du niveau de scolarité, de la situation d'activité, du quintile de revenu et de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement.

Modèle guidé par graphe acyclique orienté : comprend la strate du modèle de base, avec ajout du statut d'immigrant, et uniquement corrigé en fonction de l'état matrimonial, du quintile de revenu et de la résidence dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement.

Les Cohortes santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011 ont été couplées au Registre canadien du cancer pour signaler les cas de cancer de la prostate ou de l'utérus diagnostiqués de 1992 à 2015.

Source : Statistique Canada, Cohorte santé et environnement du recensement canadien de 2001, 2006 et 2011.

# Références

1. Tjepkema, M., T. Christidis, T. Olaniyan et J. Hwee. Inégalités en matière de mortalité chez les adultes noirs au Canada. *Rapports sur la santé* 34, (2023).
2. Veenstra, G. et A.C. Patterson. Black–White Health Inequalities in Canada. *Journal of Immigrant and Minority Health*. 18, 51-57 (2016).
3. Fine, J.P. et R.J. Gray. A Proportional Hazards Model for the Subdistribution of a Competing Risk. *Journal of the American Statistical Association*. 94, 496 (1999).
4. Cox, D.R. Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 34, 187-220 (1972).
5. Tjepkema, M., T. Christidis, T. Bushnik et L. Pinault. Profil de cohorte : Cohortes santé et environnement du recensement canadien (CSERCAN). *Rapports sur la santé* 30, 18-26 (2019).
6. Olaniyan, T. *et coll.* Ambient air pollution and the risk of acute myocardial infarction and stroke: A national cohort study. *Environmental Research*. 204, 111975 (2021).
7. StataCorp. *Stata 18 Survival Analysis Reference Manual*. (2023).
8. Hicks, R. et D. Tingley. Causal mediation analysis. *The Stata Journal*. 11, 605-619 (2011).
9. StataCorp. *Stata 17. Statistical software*. (2022).
10. Nelson, T.J. *et coll.* Association between health-care system and prostate cancer mortality for African American men with localized and metastatic prostate cancer. *Journal of Clinical Oncology*. 40, 27 (2022).
11. Long, B., F.W. Liu et R.E. Bristow. Disparities in Uterine Cancer Epidemiology, Treatment, and Survival Among African Americans in the United States. *Gynecologic Oncology*. 130, 652 (2013).
12. Gee, G.C. et C.L. Ford. Structural Racism and Health Inequities: Old Issues, New Directions. (2011). DOI :10.1017/S1742058X11000130
13. Tillerson, K. Explaining racial disparities in HIV/AIDS incidence among women in the U.S.: A systematic review. *Statistics in Medicine*. 27, 4132 (2008).
14. Lemly, D.C. *et coll.* Race and Sex Differences in Antiretroviral Therapy Use and Mortality among HIV-Infected Persons in Care. *The Journal of Infectious Diseases*. 199, 991 (2009).
15. Balanean, A. *et coll.* Racial disparity in uterine cancer treatment and survival: A matter of Black women's lives. *Journal of Clinical Oncology*. 39, 6550 (2021). [https://doi.org/10.1200/JCO.2021.39.15\\_suppl.6550](https://doi.org/10.1200/JCO.2021.39.15_suppl.6550)
16. Tosakoon, S., W.R. Lawrence, M.S. Shiels et S.S. Jackson. Sex differences in cancer incidence rates by race and ethnicity: Results from the Surveillance, Epidemiology, and End Results (SEER) Registry (2000-2019). *Journal of Clinical Oncology*. 41, 10547 (2023).
17. Nelson, L.E. *et coll.* A recipe for increasing racial and gender disparities in HIV infection: A critical analysis of the Canadian guideline on pre-exposure prophylaxis and non-occupational post-exposure prophylaxis' responsiveness to the HIV epidemics among women and Black com. *Canadian Journal of Human Sexuality*. 28, 355-364 (2019). <https://utppublishing.com/doi/abs/10.3138/cjhs.2018-0043>