

Contribution de la mortalité adulte à l'érosion des gains d'espérance de vie dans les provinces canadiennes

JULIE CHOQUETTE¹ ET NADINE OUELLETTE²

RÉSUMÉ

Après des décennies de progrès soutenus, l'espérance de vie au Canada ralentit, stagne, voire diminue dans certaines provinces. Nous analysons cette rupture de tendance majeure en identifiant les groupes d'âges et les causes de décès sous-jacentes, tout en précisant les variations provinciales et par sexe, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne et de la Base canadienne de données de l'état civil – Décès. Nos résultats, s'appuyant sur des méthodes de décomposition de l'espérance de vie ainsi que des taux de mortalité standardisés, montrent que depuis 2010, l'espérance de vie canadienne stagne en raison d'une hausse de la mortalité aux âges actifs (15 à 65 ans), plus marquée chez les hommes que les femmes. La mortalité liée à la consommation de drogue en est la principale cause, suivie de celle attribuable à l'alcool et aux maladies cardiovasculaires. Les écarts entre provinces s'accroissent, au détriment des provinces de l'Ouest et des Prairies. Au moment de la diffusion des dernières données mobilisées, seul le Québec semble résister aux tendances défavorables constatées ailleurs au pays.

Mots-clés : espérance de vie, mortalité, causes de décès, morts de désespoir, drogues, alcool, maladies cardiovasculaires, pandémie de COVID-19, vie active, Canada

ABSTRACT

The role of adult mortality in the recent decline of life expectancy growth across Canadian provinces

After decades of sustained progress, life expectancy in Canada is slowing, stagnating, or even declining in some provinces. We investigate this major change of trend by identifying the underlying age groups and causes of death, while specifying provincial and gender variations, using data from the Canadian Human Mortality Database and the Canadian Vital Statistics – Death database. Our results, based on life

¹ Département de démographie et des sciences de la population, Université de Montréal

² Département de démographie et des sciences de la population, Université de Montréal

expectancy decomposition methods and age-standardized death rates, show that since 2010, Canadian life expectancy has stagnated due to an increase in mortality among working-age adults (15 to 65 years), more severe among men than women. Drug-related mortality is the primary cause, followed by mortality attributable to alcohol consumption and cardiovascular diseases. Disparities across provinces are widening, to the detriment of Western and Prairie provinces. Thus far, only Quebec appears to resist the adverse trends observed elsewhere in the country.

Keywords: life expectancy, mortality, causes of death, deaths of despair, drugs, alcohol, cardiovascular diseases, COVID-19 pandemic, working-age adults, Canada

INTRODUCTION

Durant les années 2010, plusieurs pays de l'OCDE ont connu des épisodes de ralentissement, de stagnation, voire de diminution de leur espérance de vie à la naissance (Ho et Hendi, 2018). En Amérique du Nord, le recul amorcé dès 2010 s'est poursuivi et demeure préoccupant. Ce revirement contraste avec des décennies de progrès au cours desquelles les rares épisodes de déclin ponctuels se sont toujours soldés par des récupérations rapides, suivant une trajectoire globalement ascendante.

L'explication du phénomène observé pointe, entre autres, vers une hausse de la mortalité au sein de la population en âge de travailler (Case et Deaton, 2017; Harris et al., 2021). La grande majorité des études sur le sujet se concentre sur la situation aux États-Unis et met en évidence l'augmentation inédite de la mortalité due aux surdoses de drogues, en particulier chez les hommes (Ho et Hendi, 2018; Barbieri, 2019). D'après certains auteurs, l'augmentation de la mortalité aux âges adultes s'inscrit dans une tendance plus générale de mal-être qui a été définie sous l'appellation « morts de désespoir » (*deaths of despair*) (Case et Deaton, 2017), comprenant la mortalité par surdoses, certes, mais également par abus d'alcool (c.-à-d. maladie alcoolique du foie) et par suicide. Néanmoins, il est peu probable que ces causes, à elles seules, aient suffi à provoquer la stagnation ou la baisse récente de l'espérance de vie. En effet, l'éradication de la mortalité associée à ces trois causes n'aurait pas un effet suffisamment considérable pour pallier l'érosion observée. Face à ce constat, des chercheurs suggèrent plutôt un ralentissement des gains de mortalité par maladies cardiovasculaires (Mehta et al., 2020), qui viendrait ainsi s'ajouter aux autres causes de décès lorsqu'il s'agit d'identifier les facteurs freinant les progrès de la longévité moyenne.

Alors que les études abondent pour éclairer la situation aux États-Unis, le contexte canadien reste largement sous-exploré dans la littérature scientifique. Cet article vise ainsi à documenter l'érosion récente des gains d'espérance de vie à la naissance au Canada et au niveau provincial. Plus précisément, nous cherchons à identifier les principales causes de décès sous-jacentes à ce déclin afin de mieux comprendre lesquelles alimentent la stagnation, voire la diminution de l'espérance de vie au pays. Il convient également de cerner les groupes d'âges ayant le plus contribué au recul des gains d'espérance de vie et de vérifier s'il existe des variations provinciales notables menant à des divergences régionales. L'exploration de ces questions permettra de déterminer si les tendances observées au sud de la frontière canado-américaine gagnent également en importance au Canada,

risquant ainsi de compromettre les progrès réalisés au cours des dernières décennies ou d'accentuer les inégalités de perspectives de survie des Canadiens et Canadiennes.

CONTEXTE

Hausse de la mortalité aux âges adultes

Dans une publication phare, les économistes Anne Case et Angus Deaton (2015) ont associé la baisse de l'espérance de vie aux États-Unis, observée dès 2014, à une augmentation inattendue de la mortalité chez les adultes blancs non hispaniques d'âge actif, en particulier ceux de 45 à 54 ans révolus. Cette situation allait à l'encontre de la baisse remarquable de la mortalité observée par le passé, attribuable à l'amélioration des conditions de vie, la réduction des facteurs de risques et la disponibilité accrue de traitements médicaux (Case et Deaton, 2015, 2017). La rupture de tendance était passée inaperçue, faute d'attention aux données ventilées par groupes d'âges et aux catégories ethnoraciales, ainsi qu'en raison de l'usage prédominant de l'espérance de vie à la naissance comme seul indicateur d'évolution de la mortalité. En effet, en tant qu'indice-résumé de la tendance centrale des décès, l'espérance de vie réagissait lentement, voire pas du tout, à l'augmentation de la mortalité adulte, masquée par la diminution soutenue des taux de mortalité aux autres âges, en particulier aux âges élevés.

Les travaux de Case et Deaton (2015, 2017) ont aussi permis d'attirer l'attention sur des caractéristiques sociodémographiques déterminantes dans les tendances défavorables observées, notamment le niveau de scolarité, la race ou l'origine ethnique. Concernant la scolarité, il a par exemple été mis en évidence que les individus détenant un diplôme universitaire étaient peu touchés par ces changements et avaient même connu une baisse de mortalité durant la période 1999–2013, alors que c'était plutôt le contraire pour ceux ayant un diplôme d'études secondaires ou inférieur (Case et Deaton, 2015). Au Canada, un jumelage de données de l'état civil avec l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes avait déjà permis de révéler un portrait similaire. En effet, la majorité des personnes décédées d'une intoxication médicamenteuse avaient un niveau d'éducation secondaire comme plus haut niveau de scolarité complété (Khalid, 2019).

Causes de décès impliquées

Une autre contribution majeure de Case et Deaton (2015) a porté sur l'identification des causes de décès. Ils ont montré que les causes externes, principalement les surdoses de drogues, notamment d'opioïdes, de même que les abus d'alcool et les suicides, suivaient des tendances à la hausse si marquées et persistantes qu'elles entraînaient une augmentation de la mortalité dans tous les groupes d'âges quinquennaux entre 30–34 ans et 60–64 ans. Cette hausse était particulièrement prononcée chez les 45–54 ans, où le nombre de décès était suffisamment important pour modifier le cours de leur mortalité toutes causes confondues. Ce constat, couplé aux données autodéclarées sur la morbidité entourant la perception de la douleur, la détresse psychologique, les difficultés éprouvées dans les activités de la vie quotidienne et la consommation élevée d'alcool, a mené à leur théorisation d'un mal-être plus large. À la distinction des États-Unis, dont le profil est plus

profondément marqué par les inégalités ethnoraciales, de scolarité, de revenus et de prévalence de la douleur (Case et Deaton, 2021; Zajacova et al., 2022), le Canada ne serait peut-être pas autant confronté au désespoir, mais plutôt à un problème d'intoxication par la drogue d'une intensité similaire (Khalid, 2019), mais d'autres études sont requises pour le confirmer. Par exemple, les États-Unis pourraient jouer un rôle de précurseur dans une crise de santé publique mondiale, qui ne tarderait à se diffuser, d'autant plus que le Canada occupe actuellement le deuxième rang du plus grand consommateur d'opioïdes sur ordonnance au monde, juste derrière les États-Unis (Belzak et Halverson, 2018; Humphreys et al., 2022).

Émergence de substances nocives des plus puissantes

Bien que la dépendance aux opioïdes ne soit pas un phénomène nouveau (Gray, 2023), les progrès effectués dans le domaine de la chimie depuis la fin du 19^e siècle ont eu pour conséquence d'accroître considérablement l'exposition à des substances pouvant engendrer de la dépendance. La population s'en trouva de plus en plus exposée aux stimulants (p. ex. cocaïne, amphétamines), aux sédatifs (p. ex. barbituriques, benzodiazépines) et aux opioïdes (p. ex. morphine, héroïne), dont la puissance n'a cessé de croître au fil des années. Pour mieux comprendre la crise actuelle, il a été suggéré de distinguer la crise des surdoses contemporaines en trois vagues distinctes (Ciccarone, 2019; Humphreys et al., 2022). Plus récemment, l'ajout d'une quatrième vague a été proposé afin de mieux décrire le portrait actuel de la crise (Ciccarone, 2021; Jenkins, 2021).

La première vague aurait débuté au milieu des années 1990, tout juste après la mise en marché d'un opioïde analgésique commercialisé sous le nom d'OxyContin. Le médicament, frauduleusement promu comme présentant un risque moins élevé de dépendance que les autres opioïdes sur le marché et fortement sujet à des conflits d'intérêts qui menèrent à la promotion agressive de ce produit auprès des prescripteurs, engendra une augmentation fulgurante des prescriptions d'opioïdes (Harris et al., 2021). L'approbation de ce médicament est aujourd'hui considérée comme un point tournant dans le début de la crise d'opioïdes moderne, soulignant du même coup la défaillance des instances chargées de la réglementation et de la surveillance suivant la mise en marché (Humphreys et al., 2022). La deuxième vague, qui commença vers 2010, fut marquée par l'augmentation des décès par surdose d'héroïne. Alors que les marchés illicites d'héroïne étaient isolés et stables dans une grande partie du Canada et des États-Unis durant la première vague, la résurgence de ces marchés est apparue en réponse aux tentatives gouvernementales de limiter l'accès aux produits pharmaceutiques à base d'opiacés et à la demande croissante des personnes devenues dépendantes des opioïdes sur ordonnance. Face au resserrement des régulations, ces dernières se sont donc dirigées vers les marchés illicites pour continuer de s'approvisionner (Harris et al., 2021). Amorcée vers 2014, la troisième vague coïncide avec l'arrivée d'opioïdes synthétiques extraordinairement puissants (p. ex. le fentanyl et ses analogues dont le carfentanyl), qui ont commencé à être ajoutés aux substances illicites. Leur ajout engendra une létalité sans pareille, notamment chez des personnes préalablement devenues dépendantes par le biais d'opioïdes d'ordonnance. La crise actuelle ne se limiterait toutefois plus aux opioïdes. La polyconsommation, soit l'utilisation concomitante d'opioïdes et de stimulants du système nerveux central comme la méthamphétamine et la cocaïne, marque le début de la quatrième vague et y

jouerait un rôle croissant (Konefal et al., 2022; Ciccarone, 2021; Rawson et al., 2023). La pandémie de COVID-19 pourrait avoir exacerbé ce phénomène en raison des perturbations dans l'approvisionnement et dans la qualité des médicaments non réglementés disponibles sur le marché (Ali et al., 2021; Nguyen et Buxton, 2021).

Le rôle des maladies cardiovasculaires

Néanmoins, le rôle de la crise des surdoses dans la stagnation récente de l'espérance de vie serait moins marqué que ce que certaines études suggèrent. En effet, aux États-Unis, bien que les taux par âge et par causes liées aux morts de désespoir aient bien augmenté, l'éradication de la mortalité pour ces causes seules n'aurait pas eu un effet suffisant et considérable pour pallier la stagnation de l'espérance de vie (Barbieri, 2019). D'autres causes devront donc également être explorées. Des travaux suggèrent que la consommation de substances entraîne également une hausse de la mortalité due à des causes non directement liées à la drogue (Glei et Preston, 2020). Il semble notamment y avoir des liens étroits entre la hausse de la consommation d'opioïdes et de stimulants et le ralentissement des gains de la mortalité par maladies cardiovasculaires (Nishimura et al., 2020; Nalini et al., 2021; O'Keefe et al., 2022). Le diabète, l'obésité et la consommation d'alcool figureraient aussi parmi les facteurs sous-jacents à la stagnation de la mortalité par maladies cardiovasculaires (Adair et Lopez, 2020; Acosta et al., 2022). Il s'avère donc primordial d'investiguer son potentiel impact en tant que frein des progrès sur l'espérance de vie. Comme le soulignaient Mehta et ses collègues (2020), le ralentissement des progrès contre les maladies cardiovasculaires depuis les années 2010 aux États-Unis éclipse presque toutes les autres causes de décès, freinant toute progression de l'espérance de vie.

SOURCES DE DONNÉES ET MÉTHODES

Données

L'analyse de la mortalité pour toutes les causes de décès réunies sera effectuée à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC, 2024), disponibles en libre accès. La BDLC étant une base de données satellite de la Human Mortality Database (2024), elle regroupe de l'information de haute qualité sur la mortalité depuis 1921 pour l'ensemble du Canada, ainsi que pour les provinces et territoires canadiens. Les trois territoires, à savoir les Territoires du Nord-Ouest, le Nunavut et le Yukon, ne seront pas inclus dans cet article en raison de leurs effectifs de population relativement petits, entraînant de fortes fluctuations annuelles. Les analyses porteront donc sur le Canada dans son ensemble et sur les dix provinces canadiennes. Nous extrairons les nombres de décès et les effectifs de la population soumise au risque observés, disponibles selon le groupe d'âges (0, 1–4, 5–9, ..., 105–109, 110+) et le sexe. Les tables de mortalité abrégées selon le sexe et l'année civile seront également utilisées. La période ciblée s'étend de 1960 jusqu'à l'année la plus récente disponible, soit 2021.

Pour l'analyse des tendances de la mortalité par cause, nous utilisons le fichier de données individuelles provenant de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (BCDECD) de Statistique Canada. Cette dernière nous est accessible au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), à la suite de l'approbation d'une demande d'accès aux microdonnées. La BCDECD permet d'analyser les causes de décès impliquées dans les changements de tendance en matière de mortalité ainsi que leur répartition géographique. Pour chaque individu décédé, nous disposons de la date de naissance, de la date du décès (depuis 2000), du sexe, de la province de résidence au moment du décès ainsi que de la cause initiale et des causes multiples inscrites sur le bulletin de décès. Ces causes se présentent sous forme de code à quatre caractères d'après la 10^e révision de la Classification internationale des maladies (CIM-10), un degré de précision qui nous permet de définir des groupes de causes de décès pointus.

Les groupes de causes de décès retenus incluent les tumeurs malignes, les maladies cardiovasculaires, les décès attribuables à la drogue, ceux attribuables à l'alcool, les suicides, les accidents de véhicules à moteur, la COVID-19, ainsi que l'obésité et le diabète réunis (tableau 1). Les tumeurs malignes et les maladies cardiovasculaires ont été sélectionnées en raison de leur statut de principales causes de décès au Canada. La mortalité liée aux drogues et à l'alcool, les suicides et les accidents de véhicules à moteur ont été inclus du fait de leur incidence élevée aux âges adultes. La COVID-19, étant une nouvelle cause de décès depuis 2020, est également choisie pour comprendre son effet sur les tendances récentes de la mortalité. Enfin, en raison de l'augmentation de leur prévalence au Canada, l'obésité et le diabète offriront une perspective complémentaire pour analyser les changements observés dans les maladies cardiovasculaires.

Il est à noter que dans la littérature, les rubriques de la CIM-10 retenues pour étudier la mortalité liée à la drogue ou à l'alcool peuvent varier en fonction des définitions utilisées. Pour la drogue, nous adoptons la définition *drug-coded* de Gleit et Preston (2020), qui englobe les intoxications mortelles par drogue, qu'elles soient intentionnelles ou non (compte tenu de la

difficulté à déterminer l'intention), ainsi que les décès dus à des troubles mentaux et comportementaux liés à l'usage de drogues (tableau 1).

TABLEAU 1

Groupes de causes de décès et rubriques correspondantes de la Classification internationale des maladies (10e révision)

Cause de décès	Rubriques de la CIM-10
Tumeurs malignes	C00 à C97
Maladies cardiovasculaires	I00 à I99 ^a
Attribuables à la drogue	F11 à F16; F18 à F19; X40 à X44; X60 à X64; X85; Y10 à Y14
Attribuables à l'alcool	E24.4; F10; G31.2; G62.1; G72.1; I42.6; K29.2; K70; K85.2; K86.0; R78.0; X45; X65; Y15
Suicides	X66 à X84; Y87.0
Accidents de véhicules à moteur	Vo2 à Vo4; Vo9.3; V12 à V14; V20 à V79; Y85.0
COVID-19	U07.1; U07.2
Obésité et diabète	E10 à E14; E65 à E68

^a Excepté I42.6 (cardiomyopathie alcoolique), classée dans la catégorie des décès attribuables à l'alcool.

Ici, les drogues comprennent les opiacés comme la codéine, la morphine et l'opium, ainsi que les opioïdes semi-synthétiques comme l'héroïne et la méthadone, en plus des opioïdes synthétiques tels que le fentanyl et ses dérivés. À ceux-ci s'ajoutent les analgésiques non opioïdes, les narcotiques, les cannabinoïdes, les sédatifs-hypnotiques, les stimulants, les hallucinogènes et les autres drogues, médicaments et substances biologiques non spécifiées. Pour les décès liés à l'alcool, nous optons pour une définition plus resserrée, ne considérant que ceux entièrement imputables à la consommation d'alcool (*alcohol-specific*), telle qu'utilisée depuis quelques années par l'Office for National Statistics (2017) au Royaume-Uni.

Les années récentes, qu'elles soient considérées complètes ou provisoires, comptent un nombre non négligeable de décès pour lesquels la cause initiale demeure mal définie ou indéterminée (rubriques R96 à R99). Dans le contexte actuel de forte augmentation de la mortalité attribuable à la drogue, plusieurs décès classés sous ces rubriques sont en attente d'un rapport du coroner ou d'une analyse toxicologique permettant d'établir une cause initiale définitive. Néanmoins, dans l'attente de la cause initiale, les causes multiples mentionnées sur les bulletins de décès peuvent fournir des informations pertinentes pour caractériser la nature du décès. Dans cette

étude, nous utilisons la première cause listée parmi les causes multiples pour imputer une cause initiale aux décès mal définis ou indéterminés sur toute la période 2000–2021. Cette décision s'appuie sur le fait que lorsque la cause initiale est déjà déterminée, celle-ci correspond dans 98 % des cas à la première cause mentionnée en causes multiples. Ajoutons que cette imputation permet par la même occasion de réduire les biais potentiels liés à une redistribution proportionnelle des décès de cause mal définie ou indéterminée entre les huit groupes de causes bien définies. Pour les décès de cause mal définie ne comportant aucune mention en causes multiples, nous procédons à une redistribution proportionnelle (par sexe, province, année civile et âge donnés) entre les groupes de causes bien définies.

Méthodes

Espérances de vie et leurs méthodes de décomposition

L'espérance de vie à la naissance, e_0 , sera utilisée comme indice-résumé de la durée de vie à l'échelle de la population. Dans cette étude, l' e_0 sera toujours mesurée au cours d'une année civile donnée. La valeur obtenue représente l'espérance de vie à la naissance du moment, c'est-à-dire le nombre moyen d'années qu'un groupe de personnes peut s'attendre à vivre si chacune était soumise, tout au long de sa vie, aux taux de mortalité par âge de l'année à l'étude. En tant qu'indice de tendance centrale, l' e_0 résume les conditions de mortalité en vigueur au cours d'une année civile pour une population à l'étude. Nous recourrons également à une mesure dérivée de l' e_0 , soit l'écart d'espérance de vie à la naissance entre les femmes et les hommes, $e_0^f - e_0^h$, quantifiant les iniquités de la vie moyenne entre les sexes.

Afin de mettre en évidence la contribution des différences de taux de mortalité par groupe d'âges aux variations de l' e_0 entre deux années civiles (t_1 et t_2), nous mobiliserons la méthode de décomposition proposée par Arriaga (1984). Pour ce faire, nous utilisons les variables de la table de mortalité suivantes : le nombre de survivants à l'âge x , S_x , le nombre d'années vécues entre les âges x et $(x+a)$, ${}_aL_x$, le cumul des années vécues à partir de l'âge x , T_x , ainsi que l'espérance de vie à l'âge x , e_x , laquelle est également égale à T_x/S_x . Pour chaque groupe d'âges excepté le dernier qui est ouvert (110 ans ou plus), la contribution de la différence entre les taux de mortalité aux âges exacts x et $(x+a)$ (c.-à-d. ${}_am_x^{t_2} - {}_am_x^{t_1}$) sur l'espérance de vie à la naissance, ${}_a\Delta_x$, vaut

$${}_a\Delta_x = \frac{S_x^{t_1}}{S_0^{t_1}} \left(\frac{{}_aL_x^{t_2}}{S_x^{t_2}} - \frac{{}_aL_x^{t_1}}{S_x^{t_1}} \right) + \frac{T_{x+a}^{t_2}}{S_0^{t_1}} \left(\frac{S_x^{t_1}}{S_x^{t_2}} - \frac{S_{x+a}^{t_1}}{S_{x+a}^{t_2}} \right).$$

Le premier terme de l'équation précédente représente l'effet direct de la différence entre ${}_am_x^{t_2}$ et ${}_am_x^{t_1}$ au sein du seul groupe d'âges $[x, x+a[$ sur l' e_0 , alors que le second terme correspond à la somme des interactions et à l'effet indirect. Ces derniers résultent du fait qu'un nouveau nombre de survivants à l'âge suivant est désormais soumis aux conditions de mortalité de l'année t_2 .

Pour le groupe d'âges terminal débutant à 110 ans, la contribution ${}_{\infty}\Delta_{110}$ vaut

$${}_{\infty}\Delta_{110} = \frac{S_x^{t_1}}{S_0^{t_1}} \left(\frac{T_x^{t_2}}{S_x^{t_2}} - \frac{T_x^{t_1}}{S_x^{t_1}} \right)$$

et cette dernière n'est due qu'à l'effet direct de la différence entre ${}_{\infty}m_{110}^{t_2}$ et ${}_{\infty}m_{110}^{t_1}$ sur l' e_0 .

Au total, nous avons

$$e_0^{t_2} - e_0^{t_1} = \sum_{x=0}^{110-a} {}_a\Delta_x + {}_{\infty}\Delta_{110}.$$

Il est également possible de mesurer l'espérance de vie partielle du moment, c'est-à-dire le nombre moyen d'années à vivre au sein d'une tranche d'âges sélectionnée, durant une année civile donnée. Ici, nous nous concentrerons sur les âges actifs, en calculant l'espérance de vie partielle entre 15 et 65 ans exacts, soit ${}_{50}e_{15} = (T_{15} - T_{65})/S_{15}$. Pour identifier les principaux moteurs et/ou freins à l'évolution de l' ${}_{50}e_{15}$, nous quantifierons la contribution, positive ou négative, des diverses causes de décès par groupe d'âges durant la vie active. Cette approche sera particulièrement pertinente pour identifier les causes de décès qui contribuent à l'érosion des gains d'espérance de vie aux âges adultes.

Tout d'abord, la contribution en années du groupe d'âges $[x, x+a[$ à la variation de l'espérance de vie partielle, ${}_{50}e_{15}$, entre les deux années civiles t_1 et t_2 s'obtient comme suit (Arriaga, 1984; Saikia et al., 2011)

$${}_a\Delta_x = \frac{1}{2S_{15}} \left[\left(S_x^{t_2} ({}_{65-x}e_x^{t_2} - {}_{65-x}e_x^{t_1}) - S_{x+a}^{t_2} ({}_{65-x-a}e_{x+a}^{t_2} - {}_{65-x-a}e_{x+a}^{t_1}) \right) - \left(S_x^{t_1} ({}_{65-x}e_x^{t_1} - {}_{65-x}e_x^{t_2}) - S_{x+a}^{t_1} ({}_{65-x-a}e_{x+a}^{t_1} - {}_{65-x-a}e_{x+a}^{t_2}) \right) \right],$$

où $15 \leq x \leq 60$. Ensuite, la contribution spécifique à l' ${}_{50}e_{15}$ des différences dans les taux de mortalité de la cause i entre les années t_1 et t_2 et les âges exacts x et $(x+a)$, notée ${}_a\Delta_x^i$, peut être estimée de la manière suivante (Arriaga, 1995)

$${}_a\Delta_x^i = {}_a\Delta_x \left(\frac{{}_ar_x^{i,t_2} \cdot {}_am_x^{t_2} - {}_ar_x^{i,t_1} \cdot {}_am_x^{t_1}}{{}_am_x^{t_2} - {}_am_x^{t_1}} \right),$$

où ${}_ar_x^i$ et ${}_am_x$ sont respectivement la proportion des décès observés dus à la cause i et le taux de mortalité (toutes causes réunies) entre les âges x et $(x+a)$. Ajoutons que la méthode repose sur l'hypothèse d'une répartition des décès par cause constante à l'intérieur de chaque groupe d'âges. Une précaution s'impose : comme l'indique la formule précédente, lorsque la différence ${}_am_x^{t_2}$ et ${}_am_x^{t_1}$ au dénominateur tend vers zéro, la contribution ${}_a\Delta_x^i$, peut alors tendre vers l'infini et compromettre la contribution de ce groupe d'âges. Ainsi, nous obtenons

$${}_{50}e_{15}^{t_2} - {}_{50}e_{15}^{t_1} = \sum_{x=15}^{65-a} \sum_i {}_a\Delta_x^i.$$

Taux de mortalité standardisés sur l'âge selon la cause de décès

Des taux de mortalité standardisés sur l'âge depuis le début des années 2000 jusqu'en 2021 seront également présentés pour un ensemble de causes de décès suspectées d'avoir eu un effet

défavorable sur la mortalité aux âges adultes. En appliquant la méthode de la standardisation directe (Preston et al., 2001, §2.2), la population canadienne totale (sexes réunis) de 2011 (mi-période) sera utilisée comme population de référence afin de comparer le niveau et l'évolution du taux de mortalité entre 15 et 65 ans exacts dans les différentes provinces canadiennes, tout en neutralisant l'effet des variations de leurs structures par âge. Pour un sexe et une province donnés, le taux de mortalité standardisé directement (TSD) durant une année civile correspond à

$$\text{TSD}^{i,t} = \frac{\sum_{x=15}^{60} ({}_5r_x^{i,t} \cdot {}_5m_x^t) {}_5P_x^{\text{Canada},2011}}{\sum_{x=15}^{60} {}_5P_x^{\text{Canada},2011}},$$

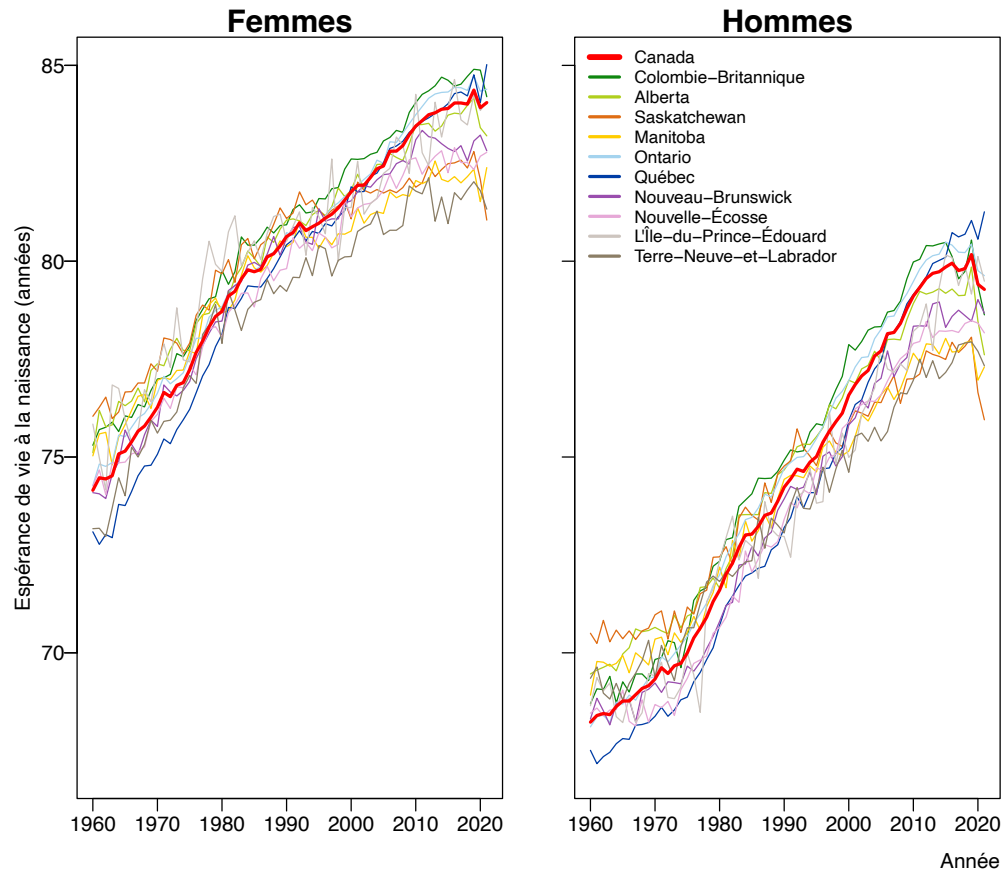
où x est la borne inférieure du groupe d'âges quinquennal, i la cause de décès, t l'année à l'étude et ${}_5P_x$ les effectifs par groupe d'âges de la population de référence.

RÉSULTATS

La figure 1 illustre les gains importants d'espérance de vie à la naissance (e_0) observés au Canada et dans ses dix provinces de 1960 à 2021. Un sommet inédit avait été atteint en 2019 pour le Canada dans son ensemble, alors que l' e_0 des hommes canadiens dépassait pour la première fois le seuil symbolique des 80 ans. Représentant une hausse de 11,9 ans lorsque comparée à l' e_0 masculine en 1960, cette hausse était de 10,2 ans pour les femmes, passant de 74,2 à 84,4 ans durant la même période. Ces gains ne se sont toutefois pas poursuivis en 2020 et 2021. Marqués par les effets directs et indirects de la pandémie de COVID-19, les hommes canadiens ont connu deux pertes consécutives, une de 0,8 an en 2020 suivie d'une diminution supplémentaire de 0,1 an en 2021. Chez les femmes, une perte de 0,5 an en 2020 a été suivie d'une légère reprise de 0,1 an en 2021. Or, le Canada connaissait déjà depuis environ 2010 une quasi-stagnation de son e_0 . L'augmentation annuelle moyenne chez les hommes et les femmes entre 2010 et 2019 s'élevait à 0,12 et 0,10 an par année respectivement, comparée aux gains annuels moyens de 0,25 et 0,16 an durant la décennie précédente.

FIGURE 1

Espérance de vie à la naissance, e_0 , selon le sexe pour le Canada et ses dix provinces, 1960–2021



Note : Les valeurs d' e_0 pour les années 2019 à 2021 s'appuient sur des données de décès provisoires.

Source : Base de données sur la longévité canadienne (2024).

En examinant les tendances provinciales, l'essoufflement des gains d' e_0 est perceptible chez les femmes dès 2010 dans les provinces de l'Ouest telles que la Colombie-Britannique et l'Alberta, mais également en Ontario. Du côté des Prairies et des provinces de l'Atlantique comme le Nouveau-Brunswick, la Nouvelle-Écosse et Terre-Neuve-et-Labrador, il s'agit plutôt d'une stagnation depuis 2010, alors que les femmes de l'Île-du-Prince-Édouard et du Québec continuent de connaître des gains comparables aux années précédentes. Le même portrait s'observe chez les hommes, sauf pour l'Alberta qui se range du côté de la stagnation et l'Île-du-Prince-Édouard qui, plus tardivement, commence à montrer des signes de ralentissement. Pour les deux sexes, le Québec fait figure d'exception en échappant, du moins jusqu'en 2021, aux tendances observées ailleurs au pays, avec une augmentation moyenne de 0,2 an d' e_0 par année pour chaque sexe durant la période 2010–2021.

Pour la première fois depuis que l'état civil est en place au Canada (1921), les femmes québécoises se hissent en tête des autres provinces en 2021 avec une espérance de vie de 85,0 ans, surpassant la Colombie-Britannique qui s'était longtemps établie comme la province la plus favorisée sur le plan de la longévité moyenne. Les hommes québécois ne sont pas en reste, en s'érigeant également en tête pour une sixième année consécutive après avoir devancé la

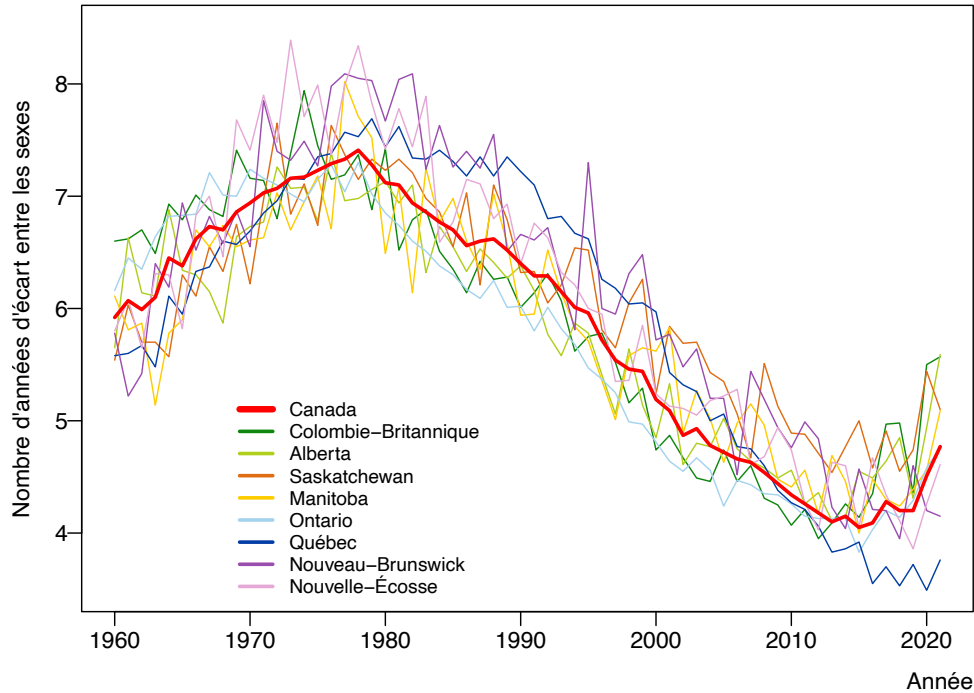
Colombie-Britannique et l'Ontario en 2016. En 2021, avec une e_0 de 81,3 ans, les hommes québécois présentent un avantage de 2,0 ans sur l' e_0 canadienne, et de 5,3 ans sur la Saskatchewan, province présentant dorénavant la plus faible espérance de vie au pays. Cela constitue un revirement complet des tendances passées : alors qu'en 1960 la Saskatchewan avait l' e_0 la plus élevée au Canada pour les deux sexes, le Québec figurait en dernier de liste. L'écart actuel entre ces deux provinces est un exemple frappant de la divergence observée à l'échelle des autres provinces. La dernière décennie constitue une rupture avec les années 1980, où elles affichaient leur plus fort niveau de convergence depuis 1960.

Pour toutes les années étudiées, l'espérance de vie à la naissance féminine excède toujours celle masculine, indépendamment de la province. La figure 2 présente le nombre d'années d'écart entre les sexes ($e_0^f - e_0^h$) pour le Canada, ainsi que pour chacune des huit provinces sélectionnées³. Après que ce dernier s'est accru durant une grande partie du 20^e siècle, la fin des années 1970 marque au Canada le début de la réduction substantielle de cet écart, passant alors d'un maximum de 7,4 ans en 1978, à 4,1 ans en 2015, avant de rebondir et s'élever de nouveau à 4,8 ans en 2021. Le revirement, amorcé vers 2015, marque un changement de tendance totalement inattendu, ramenant l'écart en 2021 à un niveau comparable à celui observé 17 ans plus tôt. Ici encore, des iniquités s'observent entre les provinces. Les provinces de l'Ouest, avec un écart entre les sexes de 5,6 ans en 2021, suivies des Prairies avec 5,1 ans, influencent fortement à la hausse la tendance canadienne. Le Québec, pour sa part, se démarque en n'affichant pas de revirement semblable à ceux observés ailleurs au pays. Depuis 2016, le Québec présente désormais la plus faible différence d' e_0 entre les sexes, oscillant entre 3,5 et 3,8 ans. Le rythme auquel l'écart se rétrécit semble toutefois ralentir, se stabilisant à ce niveau plancher.

³ L'Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve-et-Labrador ont été exclues en raison de leurs faibles effectifs, entraînant de fortes fluctuations annuelles.

FIGURE 2

Écart d'espérance de vie à la naissance entre les femmes et les hommes,

 $e_0^f - e_0^h$, pour le Canada et huit provinces, 1960–2021

Note : Les valeurs de e_0^f et e_0^h pour les années 2019 à 2021 s'appuient sur des données de décès provisoires.

Source : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024).

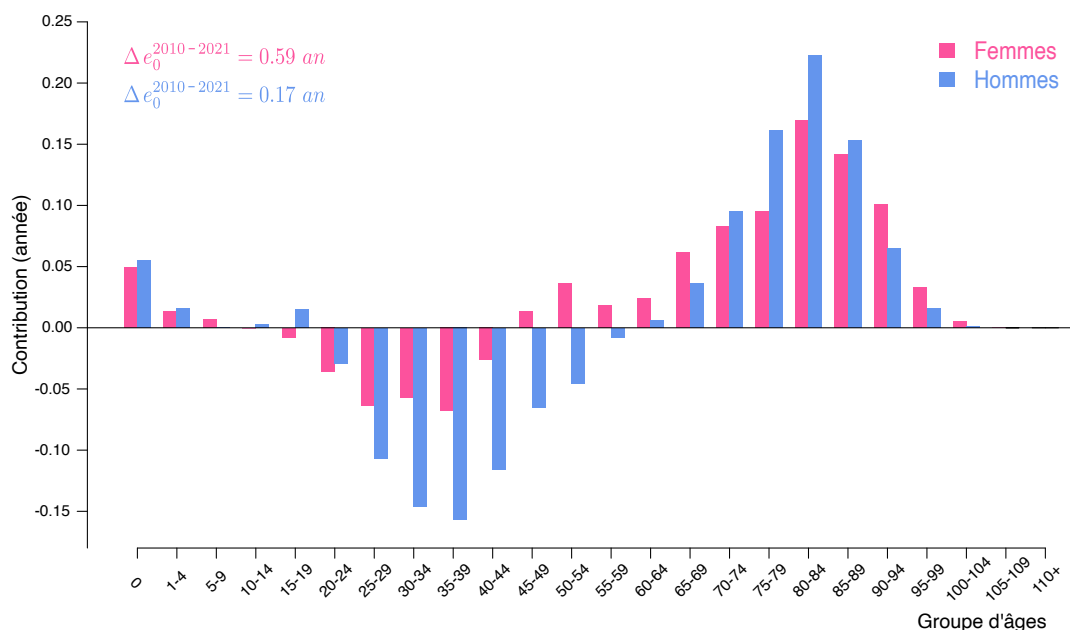
Les différences de mortalité entre les sexes peuvent également être analysés sous l'angle des contributions des groupes d'âges aux variations de e_0 , notées ${}_a\Delta_x$, grâce aux méthodes de décomposition des espérances de vie. À la figure 3, les contributions positives et négatives des hommes et des femmes à e_0 canadienne sont juxtaposées par groupes d'âges quinquennaux, de 0 an exact à 110 ans ou plus. La période sélectionnée débute en 2010, soit l'année qui coïncide approximativement avec le début de la stagnation de l'espérance de vie à la naissance au Canada, et s'étend jusqu'en 2021, année la plus récente pour laquelle les données sont disponibles. Pour mieux saisir la sensibilité des résultats de cet exercice de décomposition à la période choisie, la figure A.1 placée en annexe montre les résultats sur les périodes pré-pandémiques 2010–2019, 2010–2018, 2009–2019, et les pandémiques 2019–2021, 2019–2020, 2020–2021.

Entre les deux années sélectionnées, la somme des contributions des divers groupes d'âges chez les femmes a été de plus de trois fois supérieure à celle des hommes, produisant des gains d' e_0 s'élevant à 0,59 an, contre 0,17 an pour chaque sexe respectivement. Bien que les hommes aient bénéficié de contributions positives notables surpassant celles des femmes en début de vie (0,07 an entre 0 et 4 ans révolus) et aux âges avancés (0,76 an entre 70 et 89 ans), leurs contributions négatives

à l'âge adulte neutralisent presque entièrement ces gains. En effet, les pertes pour les hommes entre 20 et 59 ans totalisent 0,67 an. Le portrait est similaire chez les femmes, où les pertes atteignent 0,26 an chez les 20 à 59 ans, bien qu'elles se concentrent sur une tranche d'âges restreinte, de 15 à 44 ans.

FIGURE 3

Contributions des groupes d'âges, ${}_a\Delta_x$, à l'évolution de l'espérance de vie à la naissance, e_0 , selon le sexe au Canada, 2010–2021



Notes : Les données pour l'année 2021 s'appuient sur des données de décès provisoires.

Source : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024).

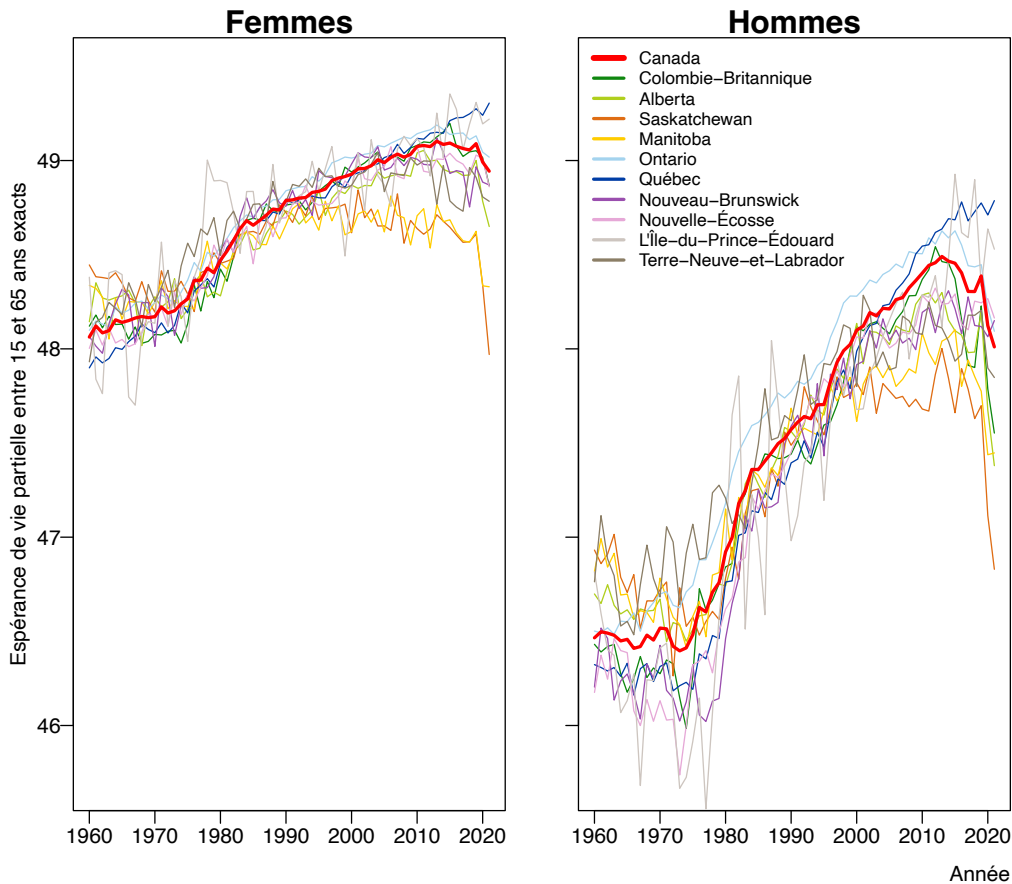
Le schéma de distribution par groupe d'âges des contributions à l' e_0 dans la figure 3, qui rappelle une courbe sinusoïdale, représente un contraste saisissant à ce qui était habituellement observé au Canada dans les décennies précédentes. À titre d'exemple, pour la période 2000–2010, ni les hommes ni les femmes ne présentaient de contributions négatives, affichant plutôt des gains à tous les âges (voir la figure A.2). Bien que l' e_0 était en grande partie propulsée par des gains aux âges élevés (1,21 et 1,66 an à partir de 65 ans chez les femmes et les hommes), les contributions positives aux âges adultes (0,45 et 0,81 an, respectivement) soutenaient également sa croissance. Ce retournement inédit des tendances de mortalité aux âges adultes depuis le début des années 2010 s'observe aussi dans les taux de mortalité par groupes d'âges (figure A.3).

Pour illustrer davantage ce propos, la figure 4 montre comment depuis 2010, l'espérance de vie partielle des adultes âgés entre 15 et 65 ans exacts, ${}_{50}e_{15}$, a connu une chute brutale dans toutes les provinces, excepté au Québec et à l'Île-du-Prince-Édouard. La chute, plus progressive du côté des femmes, est très marquée pour les hommes. Il est à noter que la divergence de la Saskatchewan

et du Manitoba de la moyenne nationale avait débuté beaucoup plus tôt, un détachement étant perceptible dès le tournant des années 2000.

FIGURE 4

Espérance de vie partielle entre 15 et 65 ans exacts, ${}_{50}e_{15}$, selon le sexe pour le Canada et ses dix provinces, 1960–2021



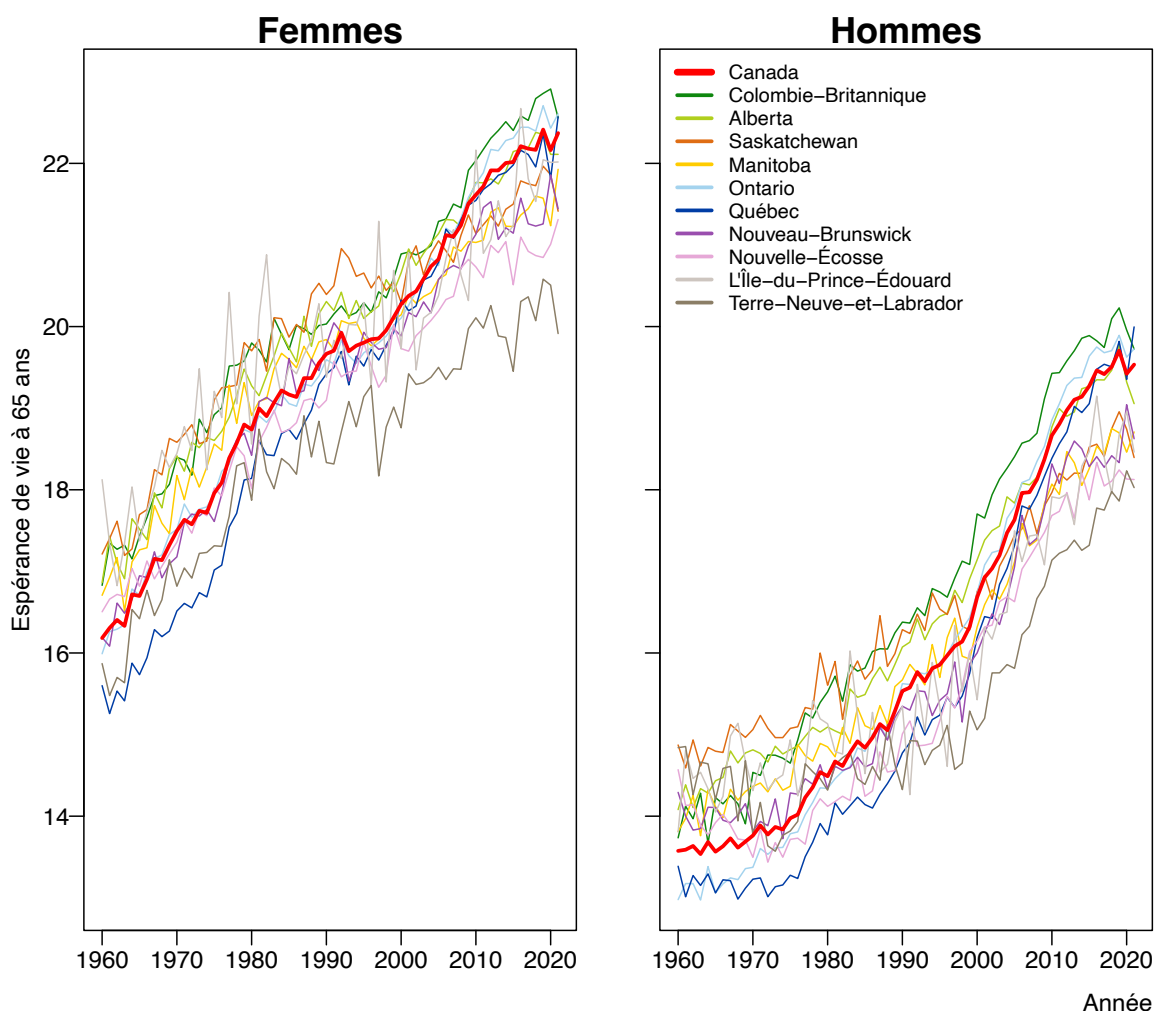
Note : Les valeurs d' ${}_{50}e_{15}$ pour les années 2019 à 2021 s'appuient sur des données de décès provisoires.

Source : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024).

Le ralentissement marqué de e_0 à l'échelle nationale est donc fortement attribuable à la baisse de l'espérance de vie partielle aux âges adultes. En revanche, comme l'illustre la figure 5, les gains se maintiennent aux grands âges, de sorte que l'espérance de vie à 65 ans, e_{65} , a continué de progresser, sans montrer de signe de ralentissement. En effet, même la période pandémique n'a que faiblement affecté la longévité moyenne des 65 ans et plus. Devant ce constat, les paragraphes suivants concerneront spécifiquement l'évolution de l'espérance de vie entre 15 et 65 ans, afin de mieux appréhender les causes de décès sous-jacentes des contributions négatives observées durant la vie active (figure 3).

FIGURE 5

Espérance de vie à 65 ans, e_{65} , selon le sexe pour le Canada et ses dix provinces, 1960–2021



Note : Les valeurs d' e_{65} s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021.

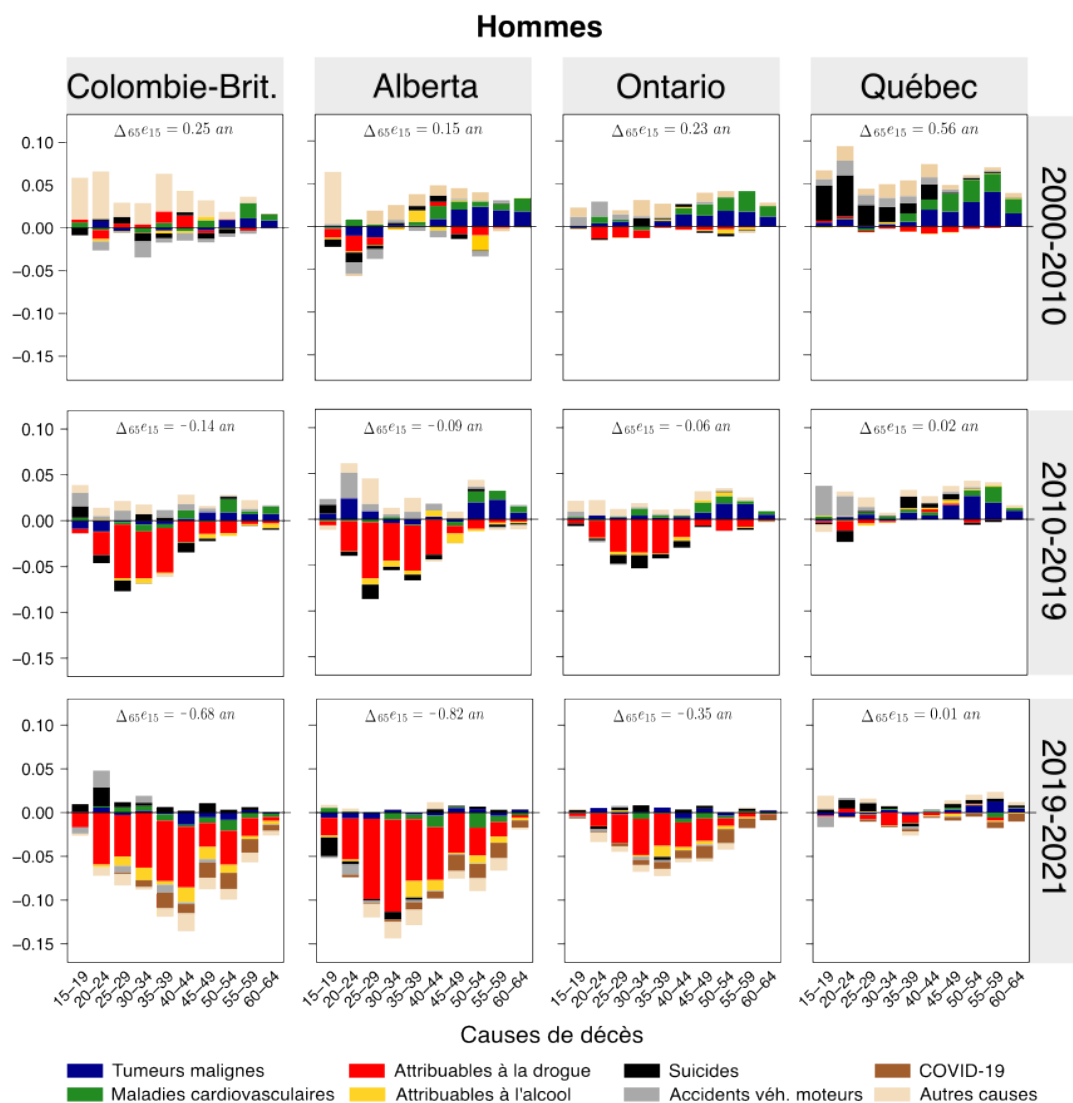
Source : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024).

Les résultats des décompositions de l'évolution temporelle de $l'_{50}e_{15}$ présentés à la figure 6 permettent d'analyser l'effet de différentes causes de décès sur la survie au sein d'un intervalle d'âges donné, chez les hommes. Compte tenu des disparités provinciales masculines marquées en termes d' $l'_{50}e_{15}$, la figure présente les résultats de cette décomposition sur un échantillon de quatre provinces : la Colombie-Britannique, l'Alberta, l'Ontario et le Québec. Elles ont été choisies en raison de leur statut de provinces les plus peuplées, représentant ensemble un peu plus de 85 % de la population canadienne totale (tous âges et sexes réunis) durant la période étudiée. Trois périodes distinctes sont retenues. La première couvre les années 2000 à 2010 et précède le ralentissement ou la stagnation de $l'e_0$ au Canada. La seconde, de 2010 à 2019, s'arrête tout juste avant le début de la

pandémie de COVID-19, faisant l'objet de la troisième période dite pandémique, qui s'étend de 2019 à 2021.

FIGURE 6

Contributions des causes de décès, ${}_a\Delta_x^i$, à l'évolution de l'espérance de vie partielle entre 15 et 65 ans exacts pour les hommes, Colombie-Britannique, Alberta, Ontario et Québec, 2000–2010, 2010–2019 et 2019–2021



Notes : Les contributions ${}_a\Delta_x^i$ s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021.

Sources : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (2024).

Si l'on s'attarde d'abord aux contributions de ${}_a\Delta_x^i$ par province entre 2000 et 2010, les hommes de chacune des quatre provinces affichent des gains. Il s'agit de la seule période où l'ensemble des provinces sélectionnées présentent une variation totale positive. Au cours des deux

périodes subséquentes, l'_{50e15} diminue sauf au Québec, qui se différencie avec des variations encore positives, bien qu'elles s'amenuisent, jusqu'à devenir pratiquement nulles entre 2019 et 2021. Dans chacune des autres provinces, les contributions positives se font de plus en plus modestes à chaque période, tandis que les contributions négatives s'accroissent. En 2010–2019, la Colombie-Britannique enregistre la plus grande perte, avec une variation totale de -0,14 an, suivie par l'Alberta (-0,09 an) et l'Ontario (-0,06 an). En 2019–2021, le portrait s'aggrave, cette fois avec l'Alberta ayant la plus grande variation négative (-0,82 an), suivie par la Colombie-Britannique (-0,68 an) et l'Ontario (-0,35 an). Pour l'ensemble des valeurs des contributions, voir le tableau A.1.

On note aussi dans la figure 6 que l'étendue des groupes d'âges affichant des contributions négatives s'accroît au fil des périodes. Alors que les pertes se concentraient surtout chez les 20–44 ans en 2010–2019 dans les provinces autres que le Québec, elles s'étirent pratiquement sur toute la plage des âges actifs en 2019–2021. Durant la période pandémique, la plus importante contribution négative se manifeste chez les 40–44 ans en Colombie-Britannique (-0,14 an), les 30–34 ans en Alberta (-0,14 an) et les 35–39 ans en Ontario (-0,07 an). En ce qui a trait aux contributions positives, elles s'estompent progressivement jusqu'à disparaître presque entièrement à la dernière période.

L'examen des causes de décès révèle que l'augmentation de l'_{50e15} durant la première période était largement attribuable aux gains sur les tumeurs malignes et sur les maladies cardiovasculaires, en particulier après l'âge de 35 ans, ainsi qu'aux autres causes de décès dans les groupes d'âges plus jeunes. Chez les jeunes hommes québécois, une part notable des gains provenait également de la diminution de la mortalité par suicide et des accidents de la route. La tendance se maintient en 2010–2019, bien que les gains soient moindres, notamment pour les maladies cardiovasculaires. En revanche, entre 2019 et 2021, cette cause n'engendrait plus aucun gain dans l'ensemble des provinces et affichait même quelques contributions négatives dès la trentaine.

Il est difficile d'ignorer les contributions négatives marquantes des décès liés à la drogue, devenues particulièrement présentes à partir de la période 2010–2019 dans les provinces de la Colombie-Britannique, de l'Alberta et de l'Ontario. Pour ces trois provinces, la mortalité attribuable à la drogue représente respectivement 69 %, 68 % et 73 % de l'ensemble des contributions négatives à l'_{50e15} . Les suicides et la mortalité attribuable à l'alcool occupent la majorité des contributions négatives restantes. Pour la période 2019–2021, la proportion des pertes liées aux décès par drogue diminue à 52 %, 57 % et 49 % pour ces trois provinces en raison de l'augmentation des pertes pour d'autres causes de décès. Toutefois, malgré cette baisse en termes relatifs, les contributions négatives de la drogue se sont exacerbées en termes absolus, passant de -0,25 à -0,42 an de 2010–2019 à 2019–2021 en Colombie-Britannique, -0,25 à -0,49 an en Alberta, -0,18 à -0,20 an en Ontario et -0,02 à -0,03 an au Québec, et traduisant une détérioration supplémentaire notable entre les deux périodes.

La mortalité attribuable à l'alcool a également gagné en importance durant la période pandémique. À l'exception du Québec, la part de cette cause de décès a cru de 235 % en Colombie-Britannique, 94 % en Alberta et 300 % en Ontario, par rapport à la période 2010–2019. Les suicides n'ont pas connu le même sort, affichant plutôt de légers gains, sauf en Alberta. La période 2019–2021 a également été profondément marquée par l'arrivée d'une nouvelle cause de décès, la COVID-19, pour laquelle les contributions sont inévitablement négatives. Les pertes par

COVID-19 sur $l'_{50}e_{15}$ s'élèvent à -0,10 an en Colombie-Britannique, -0,09 an en Alberta, -0,08 an en Ontario et -0,03 an au Québec pour cette période.

Un dernier groupe de causes se retrouve également dans les contributions négatives durant la période 2019–2021. Il s'agit de la mortalité pour les « autres causes » de décès, c'est-à-dire celles non incluses parmi la sélection choisie. Étant présentes en particulier aux jeunes âges de la vie active, ce regroupement peut inclure une multitude de causes, dont celles étant mal définies. Il s'agit souvent de décès nécessitant l'investigation d'un coroner afin de déterminer la cause initiale. Une autopsie peut être pratiquée dans le but de déterminer les substances associées au décès, par exemple en cas de soupçon de mortalité attribuable à la drogue. Les années 2019 à 2021 étant toujours provisoires, bon nombre de ces décès attendent toujours un rapport du coroner.

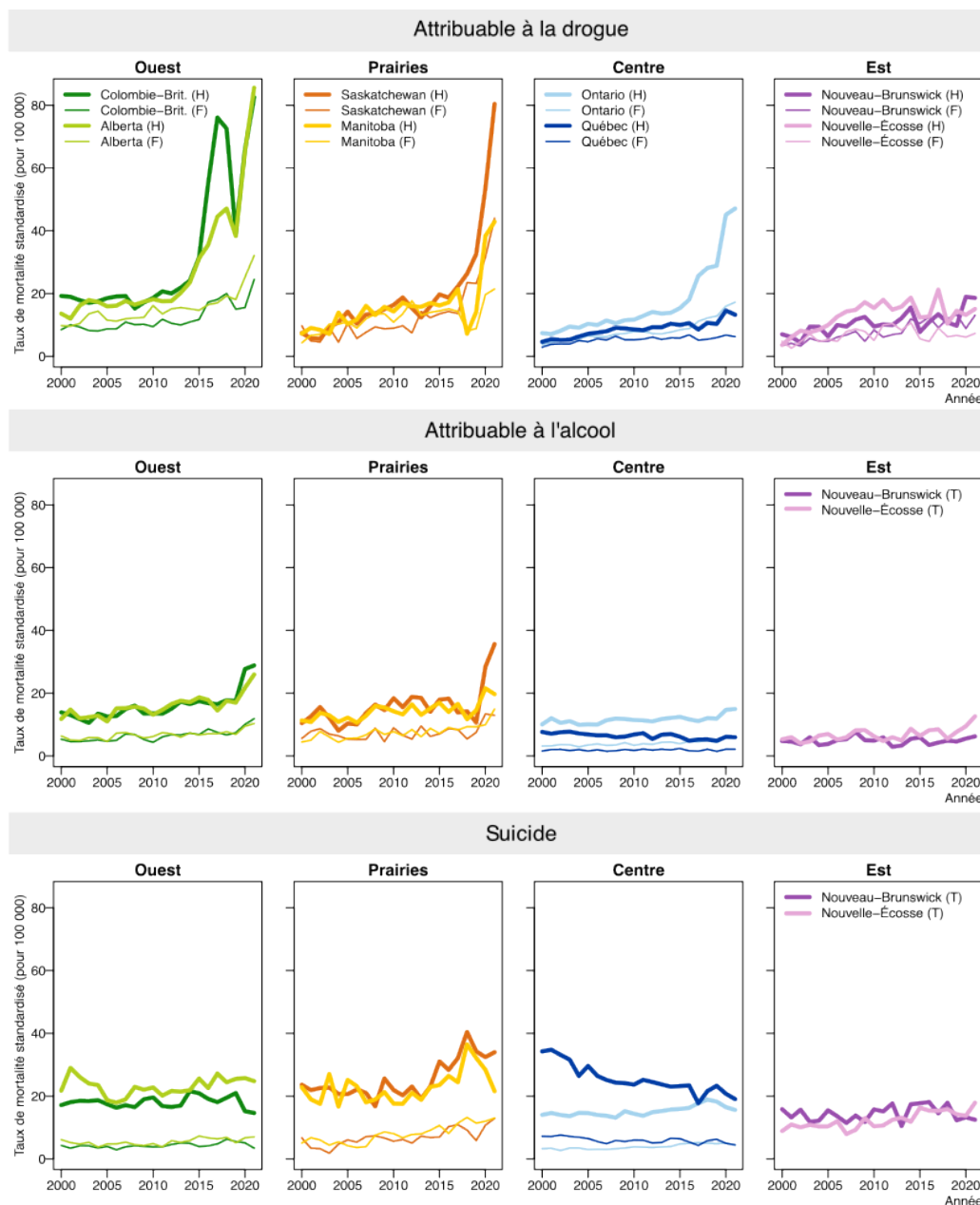
En ce qui a trait aux femmes, la figure en annexe A.4 montre qu'elles présentent un portrait globalement similaire à celui des hommes, à la fois sur le plan des variations totales de $l'_{50}e_{15}$ par province, de la distribution des contributions par groupes d'âges ainsi que des causes de décès impliquées dans ces contributions. Seule l'intensité des contributions, qu'elles soient positives ou négatives, est atténuée en comparaison à l'autre sexe.

Bien que les exercices de décomposition de l'espérance de vie partielle soient d'une grande utilité pour identifier les groupes d'âges et les causes responsables des changements observés, d'autres indicateurs s'avèrent également précieux pour mieux saisir l'évolution des tendances à travers le temps. La figure 7 présente les taux de mortalité standardisés sur l'âge (TSD) pour les hommes (H) et les femmes (F) âgés entre 15 et 65 ans exacts selon les trois groupes de causes de décès retenus sous l'appellation des « morts de désespoir ». La figure présente une comparaison des taux standardisés pour la mortalité attribuable à la drogue, à l'alcool et aux suicides de 2000 à 2021 pour la quasi-totalité des provinces canadiennes⁴.

⁴ Seules les deux provinces de l'Est les plus peuplées ont été sélectionnées, et malgré cela, le nombre de décès féminins au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Écosse était, pour quelques années au début de la période étudiée, en-dessous du nombre minimal requis pour la sortie des résultats au CIQSS. Les deux sexes ont donc été réunis (T) lors du calcul des TSD pour les décès attribuables à l'alcool et les suicides.

FIGURE 7

Taux de mortalité standardisés selon la cause de décès (p. 100 000 habitants) chez les hommes (H), les femmes (F) et les deux sexes réunis (T), 15 à 65 ans, 2000–2021



Note : Les taux de mortalité standardisés s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021. La population type est celle du Canada, sexes réunis, en 2011.

Sources : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (2024).

En 2021, la mortalité attribuable à la drogue a atteint son plus haut niveau, surpassant amplement la mortalité associée aux deux autres catégories de morts de désespoir dans toutes les provinces, autant chez les hommes que chez les femmes. Le TSD masculin dépassait les 80 décès pour 100 000 décès en Alberta (85,6 p. 100 000), en Colombie-Britannique (82,5 p. 100 000) et en Saskatchewan (80,5 p. 100 000), tandis qu'il était de loin le plus faible au Québec (13,3 p. 100 000). Même si ces trois provinces se démarquent par leurs TSD exceptionnellement élevés, il n'en demeure pas moins que la mortalité par drogue a connu une augmentation exponentielle pratiquement à l'échelle du pays au cours de la dernière décennie. Seules les provinces de l'Est et le Québec semblent, pour l'instant, touchées par une hausse plus modérée comparativement aux autres provinces. Les niveaux sont plus importants chez les hommes, mais ceux des femmes affichent aussi des augmentations non négligeables. Toujours en 2021, les femmes de la Saskatchewan ont enregistré le TSD le plus élevé (44,0 p. 100 000), ce dernier surpassant même le niveau observé chez les hommes de la province voisine, le Manitoba. Pour l'ensemble du Canada, le TSD attribuable à la drogue était de 48,0 pour les hommes et 18,1 pour 100 000 chez les femmes, représentant 6 615 et 2 285 décès respectivement pour les personnes âgées entre 15 et 65 ans. De 2000 à 2021, le TSD a augmenté de 451 % chez les hommes et de 271 % chez les femmes. La période pandémique a eu un effet accélérateur sur cette hausse, occasionnant entre 2019 et 2021 une augmentation de 86 % pour les hommes et 49 % chez les femmes.

Les décès attribuables à l'alcool ont également connu une forte croissance depuis 2020. Bien que toutes les provinces, à l'exception du Québec et du Nouveau-Brunswick, connaissaient déjà dans les années antérieures une hausse annuelle du TSD variant de 0,7 à 2,2 % au cours des années antérieures, la période pandémique a entraîné une nette accélération de cette tendance. Dans la majorité des cas, la hausse marquée entre 2019 et 2020 s'est amplifiée en 2021, année durant laquelle 3 030 adultes en âge de travailler ont perdu la vie au Canada d'une cause directement attribuable à l'alcool. À titre de comparaison, cela représentait 3,7 fois plus de décès que ceux dus aux accidents de la route impliquant des véhicules à moteur chez les 15–64 ans. Les provinces les plus touchées par la mortalité par alcool sont la Saskatchewan, la Colombie-Britannique et l'Alberta, où entre 2019 et 2021, les hommes ont vu passer leurs TSD de 10,7 à 35,7 (+ 234 %), de 17,6 à 28,9 (+ 64 %) et de 17,0 à 26,0 (+ 53 %) décès pour 100 000, pour chacune des provinces respectivement. Le Québec et le Nouveau-Brunswick, somme toute épargnés par l'augmentation annuelle dans les années antérieures, n'y ont toutefois pas échappé durant la période pandémique. Ces deux provinces ont connu une légère augmentation. Dans l'ensemble du Canada, la mortalité due à l'alcool chez les femmes a augmenté de 50 % par année en moyenne durant cette période, une hausse considérable malgré un niveau initial plus bas.

Pour les décès par suicide, des tendances plus disparates s'observent selon les provinces. Contrairement aux deux groupes de causes précédents, la période pandémique n'est pas venue exacerber les tendances historiques. On constate, au contraire, que les TSD ont diminué pour cette période dans toutes les provinces, sauf pour les Saskatchewanaïses, les Albertaines et les Manitobaines, pour qui les tendances furent légèrement à la hausse. Lorsqu'on compare les tendances entre provinces pour une période plus longue, on remarque toutefois que trois portraits distincts se dégagent. Le Québec se distingue comme la seule province à avoir connu une baisse

substantielle pour cette cause de décès, avec une diminution annuelle de 2,8 % pour les hommes et de 2,3 % pour les femmes entre 2000 et 2021. Or, elle était également la province où les hommes avaient le plus de gains possibles à faire puisqu'ils présentaient le TSD le plus élevé au pays en 2000. En 2021, ce sont plutôt les hommes de la Saskatchewan qui affichent un niveau similaire à celui des Québécois du début des années 2000, avec un TSD ayant atteint un sommet de 40,4 en 2018. De surcroît, les provinces des Prairies présentent un portrait similaire, alors que le Manitoba et la Saskatchewan ont connu une hausse depuis le début des années 2010, pour ensuite s'atténuer à partir de 2019. Un phénomène similaire est observé en Ontario, bien qu'avec une hausse moins prononcée, à partir du même moment. En revanche, dans les provinces de l'Ouest et de l'Est, les niveaux restent plutôt stables au cours des deux dernières décennies pour l'ensemble des groupes d'âges.

Rappelons que la figure 6 montrait que les maladies cardiovasculaires avaient également freiné les gains d'espérance de vie partielle, $_{50}e_{15}$, voire entraîné des pertes entre 2019–2021, contrastant ainsi avec des décennies précédentes de progrès continus. Pour y voir plus clair, la figure 8 illustre les taux de mortalité standardisés (TSD) pour les maladies cardiovasculaires chez les hommes et les femmes âgés de 15 à 65 ans, et juste en dessous, ceux pour l'obésité et le diabète combinés. Cette présentation permet de comparer l'évolution de ces séries chronologiques, étant donné les facteurs de risque susceptibles d'être communs à ces maladies. À partir d'environ 2010, les TSD pour les maladies cardiovasculaires au sein des provinces ont connu un changement notable par rapport aux tendances antérieures. Au Canada, les hommes et les femmes bénéficiaient d'une diminution annuelle de 3,1 % entre 2000 et 2010, qui s'est ensuite ralentie à 1,3 % pour les hommes et à 0,6 % par année pour les femmes entre 2010 et 2019. Pour la période 2000–2010, le rythme de décroissance a été le plus marqué chez les hommes québécois, avec une diminution annuelle de 4,1 %, qui s'est poursuivie entre 2010 et 2019 à un rythme de 2,0 % par an. Depuis 2015, cette évolution leur a permis de dépasser les hommes de la Colombie-Britannique, qui s'étaient jusqu'alors distingués par leurs progrès dans la réduction de la mortalité par maladies cardiovasculaires par rapport au reste du Canada. En 2020, toutes les provinces⁵ ont connu une hausse de la mortalité par maladies cardiovasculaires. En 2021, les hommes de la Colombie-Britannique, de l'Alberta, du Manitoba et du Nouveau-Brunswick, ainsi que les femmes du Nouveau-Brunswick et de la Saskatchewan, n'ont montré aucun signe de ralentissement, la mortalité poursuivant sa hausse.

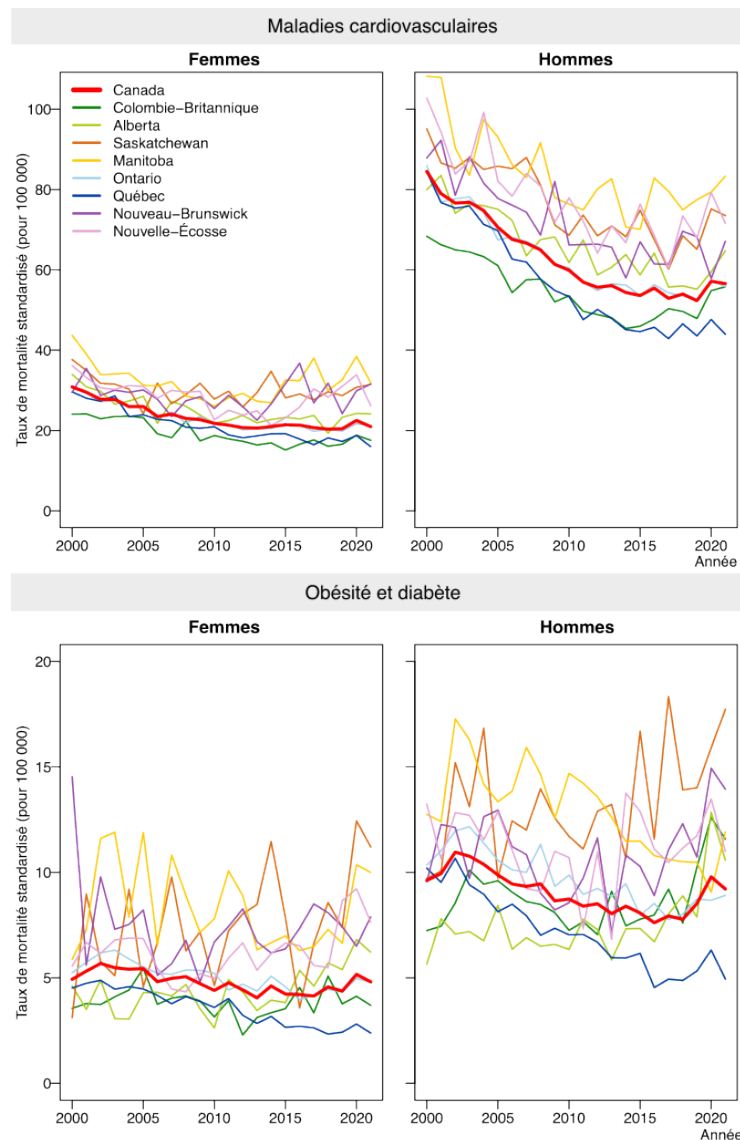
Les graphiques des taux de mortalité standardisés dus à l'obésité ou au diabète en tant que cause initiale montrent qu'un renversement de tendance est également observé, bien qu'un peu plus tardivement que pour les maladies cardiovasculaires, qui débutaient dès 2010. Au Canada, on constate un retournement aux environs de 2015, qui cependant s'observe de façon plus précoce notamment en Colombie-Britannique et en Alberta. Les fortes fluctuations pour les provinces à plus faibles effectifs rendent l'interprétation plus difficile, mais on note une tendance à la hausse durant la dernière décennie également. Seules les tendances observées pour le Québec se distinguent du lot par des niveaux plus faibles qu'ailleurs au pays. Bien que le Québec n'ait pas échappé à

⁵ À l'exception des hommes au Nouveau-Brunswick, mais il est fort probable que ce ne soit qu'un effet de la fluctuation annuelle liée aux faibles effectifs.

l'augmentation de la mortalité pour cette cause durant la période pandémique, son niveau demeure considérablement inférieur à la moyenne canadienne. En effet, en 2020, le TSD pour les décès dus à l'obésité ou au diabète avait atteint 9,8 pour les hommes et 5,2 pour 100 000 pour les femmes au Canada, tandis qu'au Québec il était de 6,3 et 2,8 respectivement.

FIGURE 8

Taux de mortalité standardisés par cause selon le sexe, 15 à 65 ans, 2000–2021



Note : Les taux de mortalité standardisés s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021. La population type est celle du Canada, sexes réunis, en 2011.

Sources : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (2024).

DISCUSSION

Notre étude indique que le ralentissement des gains d'espérance de vie à la naissance observé au Canada depuis 2010 est principalement dû à une augmentation de la mortalité des adultes en âge

de travailler. Cette mortalité précoce, encore plus marquée chez les hommes que chez les femmes, a contribué, à partir de 2015, à creuser de nouveau l'écart d'espérance de vie à la naissance entre les sexes, une situation inédite depuis la fin des années 1970. L'usage de méthodes de décomposition de l'évolution temporelle de l'espérance de vie partielle aux âges actifs (15 à 65 ans exacts) a permis d'identifier les principales causes de décès freinant les gains. Depuis 2010, les trois causes regroupées sous l'appellation des « morts de désespoir » (Case et Deaton, 2017) ont représenté la majorité des pertes aux âges adultes, avec une prépondérance marquée pour la mortalité attribuable à la drogue. La période pandémique est venue exacerber cette tendance, similairement à ce qui a été observé aux États-Unis et au Royaume-Uni (Angus et al., 2023). Les pertes dues à la COVID-19, ainsi que celles liées aux maladies cardiovasculaires, ont également contribué à alourdir le fardeau de la mortalité chez les individus âgés de 15 à 65 ans durant cette période.

Alors que plus récemment, soit depuis 2020, l'attention était principalement portée sur l'arrivée de la pandémie de COVID-19, un autre enjeu de santé publique majeur est apparu simultanément, chez les adultes en âge de travailler. Après une baisse notable des taux de mortalité en 2018 et 2019 au Canada, attribuée à la diminution des prescriptions d'opioïdes (Snowdon et Choi, 2024), nos résultats révèlent que l'année 2020 enregistre une nouvelle hausse importante des taux de mortalité standardisés attribuables à la drogue, sans signe de ralentissement en 2021. Dès le début de la pandémie, la fermeture des frontières et les perturbations dans l'approvisionnement ont entraîné une montée des prix et une dégradation de la qualité des substances non réglementées disponibles sur le marché (Nguyen et Buxton, 2021). L'introduction de produits de coupe ou encore la contamination par des substances très puissantes (p. ex. le fentanyl et ses analogues) ont provoqué des fluctuations dans la composition des substances, déstabilisant la tolérance des usagers et amplifiant les risques de surdose (Ali et al., 2021). Les mesures de distanciation physique et de confinement ont accru la tendance à consommer en solitaire dans des lieux privés, augmentant la vulnérabilité des individus nécessitant une aide immédiate (Galarneau et al., 2021). Les restrictions sanitaires ont également perturbé l'accès aux services de réduction des méfaits (p. ex. sites de consommation supervisée et distribution de fournitures stériles), notamment en raison de la réduction des capacités d'accueil, des horaires restreints et de la redirection du personnel vers la gestion de la COVID-19 (Nguyen et Buxton, 2021). De plus, la précarité économique occasionnée par les pertes d'emploi, l'isolement et l'ennui liés aux confinements, le chamboulement des routines quotidiennes, les impacts émotionnels liés à la peur de la maladie, le décès de proches ainsi que la stigmatisation et la marginalisation quant à l'usage de substances ont contribué à fragiliser davantage la santé mentale. Ces facteurs ont agi en tant que catalyseur de rechute, ou entraîné une augmentation de la consommation chez la majorité des usagers (Foreman-Mackey et al., 2023; Galarneau et al., 2021).

Au début de la pandémie de COVID-19, des inquiétudes ont émergé quant à une éventuelle hausse de la mortalité par suicide. Cependant, nos résultats montrent que les taux ont plutôt diminué ou sont demeurés relativement stables dans les provinces canadiennes. Cette tendance, qui contraste avec l'augmentation marquée de la mortalité liée à la drogue, a amené certains auteurs à suspecter une sous-estimation dans l'enregistrement des suicides (Rockett et al., 2011; Snowdon et Choi, 2020), d'autant plus que les troubles liés à l'utilisation de substances sont fortement associés à

un risque accru d'idéations suicidaires, de tentatives de suicide et de décès par suicide (Poorolajal et al., 2016). Dans nos analyses, les décès par drogue de nature intentionnelle étaient groupés avec les décès attribuables à la drogue plutôt qu'avec les autres suicides. La difficulté à déterminer l'intention accroît la probabilité de classer à tort les suicides par surdose parmi les surdoses non intentionnelles (c.-à-d. accidentelles) ou d'intention indéterminée, ou encore au sein des causes mal définies ou inconnues (Snowdon et Choi, 2020; Rockett et al., 2021). Cette ambiguïté est également exacerbée par les divergences dans les pratiques de codage entre les juridictions et les variations dans le degré d'évaluation toxicologique (Rockett et al., 2015). Toutefois, des différences d'âge et de type de drogue impliquée selon que les décès par drogue soient de nature accidentelle ou suicidaire laissent penser qu'ils surviennent dans des populations distinctes (Snowdon et Choi, 2024). Par exemple, les surdoses accidentelles sont majoritairement associées aux opioïdes synthétiques, aux psychostimulants et à la cocaïne, des substances qui constituent une faible proportion des suicides par surdose. En revanche, les suicides concernent principalement des antidépresseurs, des opioïdes sur ordonnance et des benzodiazépines (Nguyen et al., 2024).

L'alcool pourrait possiblement s'ajouter à cette liste, comme la consommation d'alcool était significativement associée à une augmentation des risques d'idées suicidaires pendant la pandémie (Varin et al., 2023). En effet, l'alcool s'est imposé comme une substance de prédilection, sa consommation ayant connu une hausse marquée tant en volume qu'en fréquence (Da et al., 2020; Cho et al., 2024), une tendance potentiellement amplifiée par des états dépressifs, anxieux, et un isolement social accru durant la pandémie (Shield et al., 2022). La résidence en région rurale et isolée, déjà reconnue comme un facteur aggravant de la consommation excessive d'alcool (Friesen et al., 2022), a vu son impact se renforcer pendant la pandémie, probablement aussi sous l'effet d'un isolement social accru et d'un temps prolongé passé à la maison (Shaheen et al., 2022; Weerakoon et al., 2021). Cette hausse de la consommation d'alcool, bien qu'ayant déjà affecté la mortalité à court terme, risque de perdurer dans les années à venir en raison du caractère progressif de nombreuses pathologies qu'elle engendre (p. ex. cirrhose) (Julien et al., 2022). Outre ses effets sur la mortalité, la morbidité a également été affectée. Dans une étude menée en Alberta, les taux d'hospitalisation liés à l'hépatite alcoolique ont doublé dès mars 2020. Comparativement aux années antérieures, les patients étaient plus jeunes, présentaient moins de comorbidités et provenaient davantage de zones rurales qu'habituellement (Shaheen et al., 2022). Parallèlement, aux États-Unis, les maladies alcooliques du foie sont devenues la principale raison d'inscription sur la liste d'attente pour une transplantation hépatique, ce qui en a fait la cause à la croissance la plus rapide (Cholankeril et al., 2021).

La décélération des gains d'espérance de vie due aux maladies cardiovasculaires depuis 2010, qui s'est accentuée durant la période pandémique, pourrait être attribuée entre autres aux troubles chroniques liés à la consommation de drogues (Vuolo et al., 2021; Kelly et Vuolo, 2023) ou d'alcool (Acosta et al., 2022). Bien que les maladies cardiovasculaires soient généralement associées au vieillissement, la consommation de ces substances contribue à une augmentation de la morbidité prématurée et de la mortalité dans les populations plus jeunes, malgré la présence d'autres comorbidités nettement moindre (Brgdar et al., 2022). Les effets cardiovasculaires indésirables s'aggravent considérablement dans un contexte de polyconsommation, comme lorsque des opioïdes

sont associés à des stimulants. Chez les usagers de drogues injectables, une incidence accrue d'endocardite infectieuse est observée en raison de la contamination potentielle de micro-organismes susceptibles d'entrer directement dans la circulation sanguine (Krantz et al., 2021).

Néanmoins, les facteurs de risque traditionnels de la mortalité cardiovasculaire, tels que l'obésité et le diabète, demeurent importants. À partir de 2020, nos résultats montrent qu'ils sont mentionnés de plus en plus souvent en tant que causes initiales de décès, marquant une rupture avec une tendance historiquement à la baisse. Il a été suggéré que l'infection liée à la COVID-19 a pu entraîner des perturbations métaboliques (p. ex. hyperglycémie, acidocétose) compliquant la gestion du diabète (Steen-block et al., 2022). De plus, la sédentarité et le mal-être psychologique engendrés par les confinements, combinés à l'insécurité alimentaire, ont également pu entraver l'adoption d'habitudes alimentaires saines, contribuer au gain de poids et nuire à l'observance des traitements médicamenteux (Nour et Altıntaş, 2023; Menekli et al., 2022). L'obésité et le diabète sont également des facteurs de risque majeurs des formes graves de la COVID-19, augmentant les risques de mortalité prématurée (Li et al., 2023). De plus, les personnes souffrant de troubles liés à la consommation de substances sont plus susceptibles de contracter et développer des formes sévères de la COVID-19. Cette fragilité peut s'expliquer par l'immunosuppression et l'altération des fonctions vitales, entraînant une hausse des hospitalisations, du recours aux respirateurs médicaux et de la létalité (Baillargeon et al., 2021).

L'hypothèse selon laquelle la mortalité par désespoir et celle liée aux causes métaboliques et cardiovasculaires pourraient être liées (Sterling et Platt, 2022) peut se concevoir lorsqu'on adopte un cadre du désespoir incluant non seulement ses aspects émotionnels et cognitifs, mais également ses dimensions comportementales et biologiques (Shanahan et al., 2019). Le désespoir comportemental, caractérisé par une considération limitée pour l'avenir et par l'adoption de comportements risqués, malsains ou pouvant s'avérer autodestructeurs, constituerait la dimension la plus déterminante des comportements de consommation de substances psychoactives (Gutin et al., 2023). Parallèlement, la dérégulation des systèmes de réponse au stress, qui affecte divers biomarqueurs, est susceptible d'engendrer à plus long terme des altérations du métabolisme et une détérioration de la santé cardiovasculaire (Shanahan et al., 2019). Comme la notion centrale de désespoir n'a jamais été formellement définie malgré l'usage généralisé de l'expression « morts de désespoir » chez Case et Deaton (2017), une meilleure conceptualisation permettrait de mieux concevoir ses liens avec d'autres causes de décès, incluant celles rapportées comme causes secondaires. Il demeure donc essentiel de poursuivre l'analyse de chaque cause individuellement, car une focalisation excessive sur l'agrégat des causes dites de désespoir est susceptible de masquer des tendances distinctes (Harper et al., 2021; Tilstra, 2023).

Notre étude présente certaines limites. Premièrement, au moment de l'analyse, les données de décès pour 2020 et 2021 étaient toujours provisoires. Ces deux années présentaient une proportion non négligeable de décès dont la cause initiale restait indéterminée ou inconnue. Aux âges adultes, les décès susceptibles d'être surreprésentés dans cette catégorie sont généralement les accidents, les suicides et les homicides (c.-à-d. les causes externes) puisqu'ils nécessitent de faire l'objet d'une enquête par un coroner ou un médecin légiste. Cette investigation occasionne des délais dans l'attribution d'une cause initiale. La déclaration des décès étant de compétence provinciale et

territoriale au Canada, et réalisée par le biais de l'enregistrement des décès auprès de différents bureaux de l'état civil, les pratiques de classification et de déclaration des causes de décès peuvent différer d'une province à l'autre (Kelsall et Bowes, 2016). Ces variations peuvent influencer les délais dans la transmission et la comparabilité des données à l'échelle nationale.

Les retards dans la détermination d'une cause initiale peuvent aussi mener à une sous-estimation de la mortalité par causes externes. La redistribution des causes mal définies sert entre autres à minimiser cette sous-estimation, ce qui n'exclut pas que le niveau de la mortalité observée demeure une borne inférieure. Le recours à la Base canadienne de données des coroners et des médecins légistes (BCDCML), qui compile des renseignements sur les circonstances du décès, le lieu de l'événement et l'activité pratiquée au moment de l'incident, pourrait permettre d'obtenir plus rapidement des renseignements sur la cause de décès. Deuxièmement, les rubriques choisies pour les regroupements de causes varient dans la littérature, en particulier pour la mortalité liée à l'alcool et à la drogue. Une uniformisation des pratiques et l'accès à ces regroupements via les sources de données publiques aideraient à mieux en cerner les tendances, faciliteraient la comparabilité et éviteraient la sous-estimation. Troisièmement, les statistiques de l'état civil canadien ne recueillent pas de données sur l'appartenance raciale ou l'identité autochtone. Cette absence restreint l'analyse des disparités de mortalité, susceptibles d'être occultées à l'échelle provinciale. Finalement, notre étude s'appuie uniquement sur des indicateurs qui renseignent sur la quantité, plutôt que sur la qualité, des années vécues. Il serait pertinent d'explorer également la dimension de la morbidité, d'autant plus que Lefebvre et Carrière (2022) ont mis en évidence une diminution de l'espérance de vie partielle sans incapacité chez les Canadiens âgés entre 45 et 70 ans à partir du début des années 2000.

En somme, la hausse de la mortalité aux âges actifs au Canada depuis 2010 révèle une fracture territoriale inquiétante, avec des écarts de plus en plus marqués dans les perspectives de survie entre les provinces. En 2021, l'écart provincial des valeurs d'espérance de vie à la naissance était d'un peu plus de 2 ans supérieur à celui des années 1980, période où les provinces affichaient leur plus haut niveau de convergence. La hausse de la mortalité aux âges adultes documentée ici, plus marquée dans certaines provinces, y contribue vraisemblablement et mérite de s'y pencher davantage dans des études futures. Le Québec se distingue par son profil favorable, en partie parce qu'il a été relativement épargné par la crise des surdoses qui frappe durement ailleurs au pays. Néanmoins, l'absence de données postpandémiques (à partir de 2022) laisse ouverte la possibilité d'une dégradation similaire. En définitive, une telle mortalité prématurée aux âges adultes soulève des enjeux majeurs, notamment en matière d'iniquité entre les groupes d'âges, et invite à s'interroger sur la priorisation des enjeux guidant l'orientation des politiques sociales et de santé au sein de notre société. La poursuite des progrès en matière de longévité ne saurait se maintenir si d'importants segments de la population sont confrontés à des obstacles croissants pour mener une vie digne d'être vécue. Les acquis du passé peuvent rapidement s'éroder lorsque les conditions qui les ont rendus possibles se fragilisent et se désagrègent.

BIBLIOGRAPHIE

- Acosta, E., Mehta, N., Myrskylä, M., et Ebeling, M. (2022). Cardiovascular mortality gap between the United States and other high life expectancy countries in 2000–2016. *The Journals of Gerontology: Series B*, 77(Supplement_2), S148-S157.
- Adair, T., et Lopez, A. D. (2020). The role of overweight and obesity in adverse cardiovascular disease mortality trends: an analysis of multiple cause of death data from Australia and the USA. *BMC medicine*, 18(1), 199.
- Ali, F., Russell, C., Nafeh, F., Rehm, J., LeBlanc, S., et Elton-Marshall, T. (2021). Changes in substance supply and use characteristics among people who use drugs (PWUD) during the COVID-19 global pandemic: a national qualitative assessment in Canada. *International Journal of Drug Policy*, 93, 103237.
- Angus, C., Buckley, C., Tilstra, A. M., et Dowd, J. B. (2023). Increases in “deaths of despair” during the COVID-19 pandemic in the United States and the United Kingdom. *Public health*, 218, 92-96.
- Arriaga, E. E. (1984). Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography*, 21(1), 83-96.
- Arriaga, E. E. (1995). Changing trends in mortality decline during the last decades. *Differential mortality*, 105-129.
- Baillargeon, J., Polychronopoulou, E., Kuo, Y. F., et Raji, M. A. (2021). The impact of substance use disorder on COVID-19 outcomes. *Psychiatric Services*, 72(5), 578-581.
- Barbieri, M. (2019). The contribution of drug-related deaths to the US disadvantage in mortality. *International journal of epidemiology*, 48(3), 945-953.
- Belzak, L., et Halverson, J. (2018). The opioid crisis in Canada: a national perspective. Health promotion and chronic disease prevention in Canada. *Res Policy Pract*, 38(6), 224.
- Brgdar, A., Gharbin, J., Elawad, A., Yi, J., Sanchez, J., Bishaw, A., et Ameyaw, E. (2022). Effects of substance use disorder on in-hospital outcomes of young patients presenting with a cardiovascular event: a nationwide analysis. *Cureus*, 14(3).
- Case, A., et Deaton, A. (2015). Rising morbidity and mortality in midlife among white non-Hispanic Americans in the 21st century. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(49), 15078-15083.
- Case, A., et Deaton, A. (2017). Mortality and morbidity in the 21st century. *Brookings papers on economic activity*, 2017, 397.
- Case, A., et Deaton, A. (2021). *Deaths of Despair and the Future of Capitalism*.
- Cho, J., Sussman, S., Kechter, A., Vogel, E. A., Barrington-Trimis, J. L., Unger, J. B., et Leventhal, A. M. (2024). Alcohol use and life stressors during the COVID-19 pandemic: a longitudinal study of young adults. *Journal of substance use*, 29(4), 554-561.
- Cholankeril, G., Goli, K., Rana, A., Hernaez, R., Podboy, A., Jalal, P., et Kanwal, F. (2021). Impact of COVID 19 pandemic on liver transplantation and alcohol associated liver disease in the USA. *Hepatology*, 74(6), 3316-3329.
- Ciccarone, D. (2019). The triple wave epidemic: supply and demand drivers of the US opioid overdose crisis. *International Journal of Drug Policy*, 71, 183-188.

- Ciccarone, D. (2021). The rise of illicit fentanyl, stimulants and the fourth wave of the opioid overdose crisis. *Current opinion in psychiatry*, 34(4), 344-350.
- Da, B. L., Im, G. Y., et Schiano, T. D. (2020). Coronavirus disease 2019 hangover: a rising tide of alcohol use disorder and alcohol associated liver disease. *Hepatology*, 72(3), 1102-1108.
- Foreman-Mackey, A., Xavier, J., Corser, J., Fleury, M., Lock, K., Mehta, A., et Buxton, J. A. (2023). “It’s just a perfect storm”: Exploring the consequences of the COVID-19 pandemic on overdose risk in British Columbia from the perspectives of people who use substances. *BMC Public Health*, 23(1), 640.
- Friesen, E. L., Bailey, J., Hyett, S., Sedighi, S., de Snoo, M. L., Williams, K., et Kurdyak, P. (2022). Hazardous alcohol use and alcohol-related harm in rural and remote communities: a scoping review. *The Lancet Public Health*, 7(2), e177-e187.
- Galarneau, L. R., Hilburt, J., O’Neill, Z. R., Buxton, J. A., Scheuermeyer, F. X., Dong, K., et Kestler, A. (2021). Experiences of people with opioid use disorder during the COVID-19 pandemic: a qualitative study. *PloS one*, 16(7), e0255396.
- Glei, D. A., et Preston, S. H. (2020). Estimating the impact of drug use on US mortality, 1999-2016. *PloS one*, 15(1), e0226732.
- Gray, E. K. (2023). Habit Forming: Drug Addiction in America, 1776-1914. *Oxford University Press*.
- Gutin, I., Copeland, W., Godwin, J., Harris, K. M., Shanahan, L., et Gaydos, L. (2023). Defining despair: Assessing the multidimensionality of despair and its association with suicidality and substance use in early to middle adulthood. *Social Science & Medicine*, 320, 115764.
- Harper, S., Riddell, C. A., et King, N. B. (2021). Declining life expectancy in the United States: missing the trees for the forest. *Annual review of public health*, 42(1), 381-403.
- Ho, J. Y., et Hendi, A. S. (2018). Recent trends in life expectancy across high income countries: retrospective observational study. *BMJ*, 2018, 362.
- Human mortality database* [ensemble de données]. (2024). University of California, Berkeley et Max Planck Institute for Demographic Research. www.mortality.org
- Humphreys, K., Shover, C. L., Andrews, C. M., Bohnert, A. S., Brandeau, M. L., Caulkins, J. P., et Timko, C. (2022). Responding to the opioid crisis in North America and beyond: recommendations of the Stanford–Lancet Commission. *The Lancet*, 399(10324), 555-604.
- Jenkins, R. A. (2021). The fourth wave of the US opioid epidemic and its implications for the rural US: a federal perspective. *Preventive medicine*, 152, 106541.
- Julien, J., Ayer, T., Tapper, E. B., Barbosa, C., Dowd, W. N., et Chhatwal, J. (2022). Effect of increased alcohol consumption during COVID-19 pandemic on alcohol associated liver disease: a modeling study. *Hepatology*, 75(6), 1480-1490.
- Kelly, B. C., et Vuolo, M. (2023). Trends in Psychotropic Drug– Implicated Cardiovascular Mortality: Patterns in US Mortality, 1999–2020. *American journal of preventive medicine*, 65(3), 377-384.
- Khalid, M. (2019). Unpacking Canadian “Deaths of Despair”. *Canadian Issues*, 43-48.
- Konefal, S., Sherk, A., Maloney-Hall, B., Young, M., Kent, P., et Biggar, E. (2022). Polysubstance use poisoning deaths in Canada: an analysis of trends from 2014 to 2017 using mortality data. *BMC public health*, 22(1), 269.

- Krantz, M. J., Palmer, R. B., et Haigney, M. C. (2021). Cardiovascular complications of opioid use: JACC state-of-the-art review. *Journal of the American College of Cardiology*, 77(2), 205-223.
- Li, C., Islam, N., Gutierrez, J. P., Gutiérrez-Barreto, S. E., Prado, A. C., Moolenaar, R. L., et Richter, P. (2023). Associations of diabetes, hypertension and obesity with COVID-19 mortality: a systematic review and meta-analysis. *BMJ Global Health*, 8(12).
- Mehta, N. K., Abrams, L. R., et Myrskylä, M. (2020). US life expectancy stalls due to cardiovascular disease, not drug deaths. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(13), 6998-7000.
- Menekli, T., Yaprak, B., Türeyen, A., et Şentürk, S. (2022). Investigation of COVID-19 fear, treatment compliance, and metabolic control of patients with type 2 diabetes mellitus during the pandemic. *Primary Care Diabetes*, 16(5), 658-663.
- Nalini, M., Shakeri, R., Poustchi, H., Pourshams, A., Etemadi, A., Islami, F., et Malekzadeh, R. (2021). Long-term opiate use and risk of cardiovascular mortality: results from the Golestan Cohort Study. *European journal of preventive cardiology*, 28(1), 98-106.
- National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine; Division of Behavioral and Social Sciences and Education; Committee on National Statistics; Committee on Population; Committee on Rising Midlife Mortality Rates and Socioeconomic Disparities, Becker, T., Majmundar, M. K., et Harris, K. M. (Eds.). (2021). High and Rising Mortality Rates Among Working-Age Adults. *National Academies Press* (US). <https://doi.org/10.17226/25976>
- Nguyen, T., et Buxton, J. A. (2021). Pathways between COVID-19 public health responses and increasing overdose risks: a rapid review and conceptual framework. *International journal of drug policy*, 93, 103236.
- Nguyen, A., Wang, J., Holland, K. M., Ehlman, D. C., Welder, L. E., Miller, K. D., et Stone, D. M. (2024). Trends in drug overdose deaths by intent and drug categories, United States, 1999–2022. *American Journal of Public Health*, 114(10), 1081-1085.
- Nishimura, M., Bhatia, H., Ma, J., Dickson, S. D., Alshawabkeh, L., Adler, E., et Thomas, I. C. (2020). The impact of substance abuse on heart failure hospitalizations. *The American journal of medicine*, 133(2), 207-213.
- Nour, T. Y., et Altıntaş, K. H. (2023). Effect of the COVID-19 pandemic on obesity and its risk factors: A systematic review. *BMC public health*, 23(1), 1018.
- Office for National Statistics. (2017). *The impact of using the new definition of alcohol-specific deaths from ONS*.
- O’Keefe, E. L., Dhore-Patil, A., et Lavie, C. J. (2022). Early-onset cardiovascular disease from cocaine, amphetamines, alcohol, and marijuana. *Canadian Journal of Cardiology*, 38(9), 1342-1351.
- Poorolajal, J., Haghtalab, T., Farhadi, M., et Darvishi, N. (2016). Substance use disorder and risk of suicidal ideation, suicide attempt and suicide death: a meta-analysis. *Journal of public health*, 38(3), e282-e291.
- Preston, S. H., Heuveline, P., et Guillot, M. (2001). *Demography: Measuring and modeling population processes*. Blackwell Publishing.

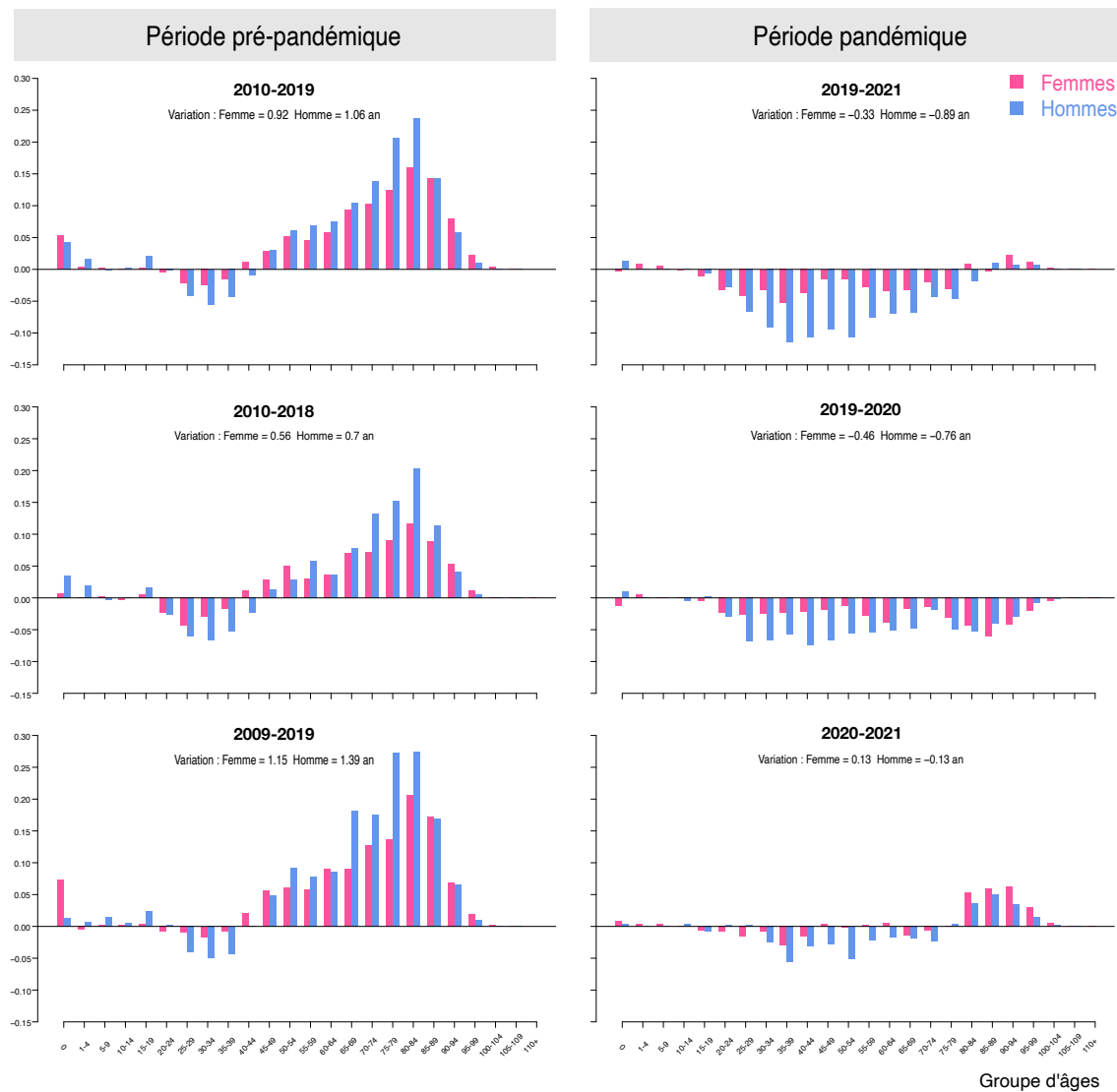
- Rawson, R. A., Erath, T. G., et Clark, H. W. (2023). The fourth wave of the overdose crisis: Examining the prominent role of psychomotor stimulants with and without fentanyl. *Preventive Medicine*, 176, 107625.
- Rockett, I. R., Caine, E. D., Connery, H. S., et Nolte, K. B. (2021). Overcoming the limitations of 'accident' as a manner of death for drug overdose mortality: case for a death certificate checkbox. *Injury prevention*, 27(4), 375-378.
- Rockett, I. R., Hobbs, G. R., Wu, D., Jia, H., Nolte, K. B., Smith, G. S., et Caine, E. D. (2015). Variable classification of drug-intoxication suicides across US states: a partial artifact of forensics?. *PloS one*, 10(8), e0135296.
- Rockett, I. R., Kapusta, N. D., et Bhandari, R. (2011). Suicide misclassification in an international context: revisitation and update. *Suicidology online*, 2, 48-61.
- Saikia, N., Jasilionis, D., Ram, F., et Shkolnikov, V. M. (2011). Trends and geographic differentials in mortality under age 60 in India. *Population studies*, 65(1), 73-89.
- Shanahan, L., Hill, S. N., Gaydos, L. M., Steinhoff, A., Costello, E. J., Dodge, K. A., et Copeland, W. E. (2019). Does despair really kill? A roadmap for an evidence-based answer. *American journal of public health*, 109(6), 854-858.
- Shaheen, A. A., Kong, K., Ma, C., Doktorchik, C., Coffin, C. S., Swain, M. G., et Abbrades, J. G. (2022). Impact of the COVID-19 pandemic on hospitalizations for alcoholic hepatitis or cirrhosis in Alberta, Canada. *Clinical Gastroenterology and Hepatology*, 20(5), e1170-e1179.
- Shield, K. D., Chrystoja, B. R., Ali, S., Sohi, I., Rehm, J., Nigatu, Y. T., et Wells, S. (2022). Changes in alcohol consumption in Canada during the COVID-19 pandemic: Associations with anxiety and self-perception of depression and loneliness. *Alcohol and Alcoholism*, 57(2), 190-197.
- Snowdon, J., et Choi, N. G. (2020). Undercounting of suicides: where suicide data lie hidden. *Global public health*, 15(12), 1894-1901.
- Snowdon, J., et Choi, N. (2024). Unanticipated changes in drug overdose death rates in Canada during the opioid crisis. *International journal of mental health and addiction*, 22(3), 1394-1412.
- Statistique Canada. (2024). Base canadienne de données de l'état civil – Décès. Ottawa, ON.
- Steenblock, C., Hassanein, M., Khan, E. G., Yaman, M., Kamel, M., Barbir, M., et Bornstein, S. R. (2022). Diabetes and COVID-19: short-and long-term consequences. *Hormone and Metabolic Research*, 54(08), 503-509.
- Sterling, P., et Platt, M. L. (2022). Why deaths of despair are increasing in the US and not other industrial nations—insights from neuroscience and anthropology. *JAMA psychiatry*, 79(4), 368-374.
- Tilstra, A. M. (2023). Stop analyzing suicides, drug-and alcohol-related mortality together: response to "Are we undercounting the true burden of mortality". *American journal of epidemiology*.
- Université de Montréal, University of California, Berkeley, et Max Planck Institute for Demographic Research. (2024). *Base de données sur la longévité canadienne*. <http://www.bdlc.umontreal.ca>
- Varin, M., Liu, L., Gabrys, R., Garipey, G., MacEachern, K. H., et Weeks, M. (2023). Increased alcohol use, heavy episodic drinking, and suicide ideation during the COVID-19 pandemic in Canada. *Canadian journal of public health*, 114(1), 33-43.

- Vuolo, M., Frizzell, L. C., et Kelly, B. C. (2021). Trends in psychotropic-drug-implicated mortality: Psychotropic drugs as a contributing but non-underlying cause of death. *Drug and alcohol dependence*, 226, 108843.
- Weerakoon, S. M., Jetelina, K. K., et Knell, G. (2021). Longer time spent at home during COVID-19 pandemic is associated with binge drinking among US adults. *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 47(1), 98-106.
- Zajacova, A., Lee, J., et Grol-Prokopczyk, H. (2022). The geography of pain in the United States and Canada. *The journal of pain*, 23(12), 2155-2166.

ANNEXES

FIGURE A.1

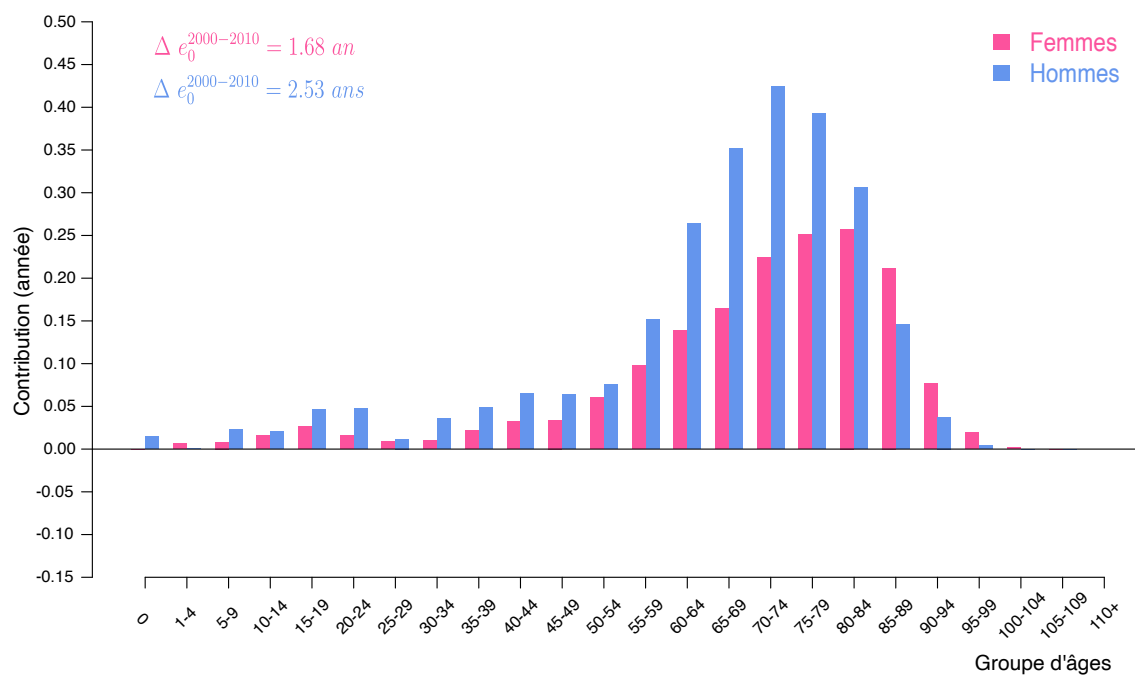
Contributions des groupes d'âges, ${}_a\Delta_x$, à l'évolution de l'espérance de vie à la naissance, e_0 , selon le sexe au Canada pour une sélection de périodes



Note : Les contributions ${}_a\Delta_x$ s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021.
Source : Calculs des auteurs, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024).

FIGURE A.2

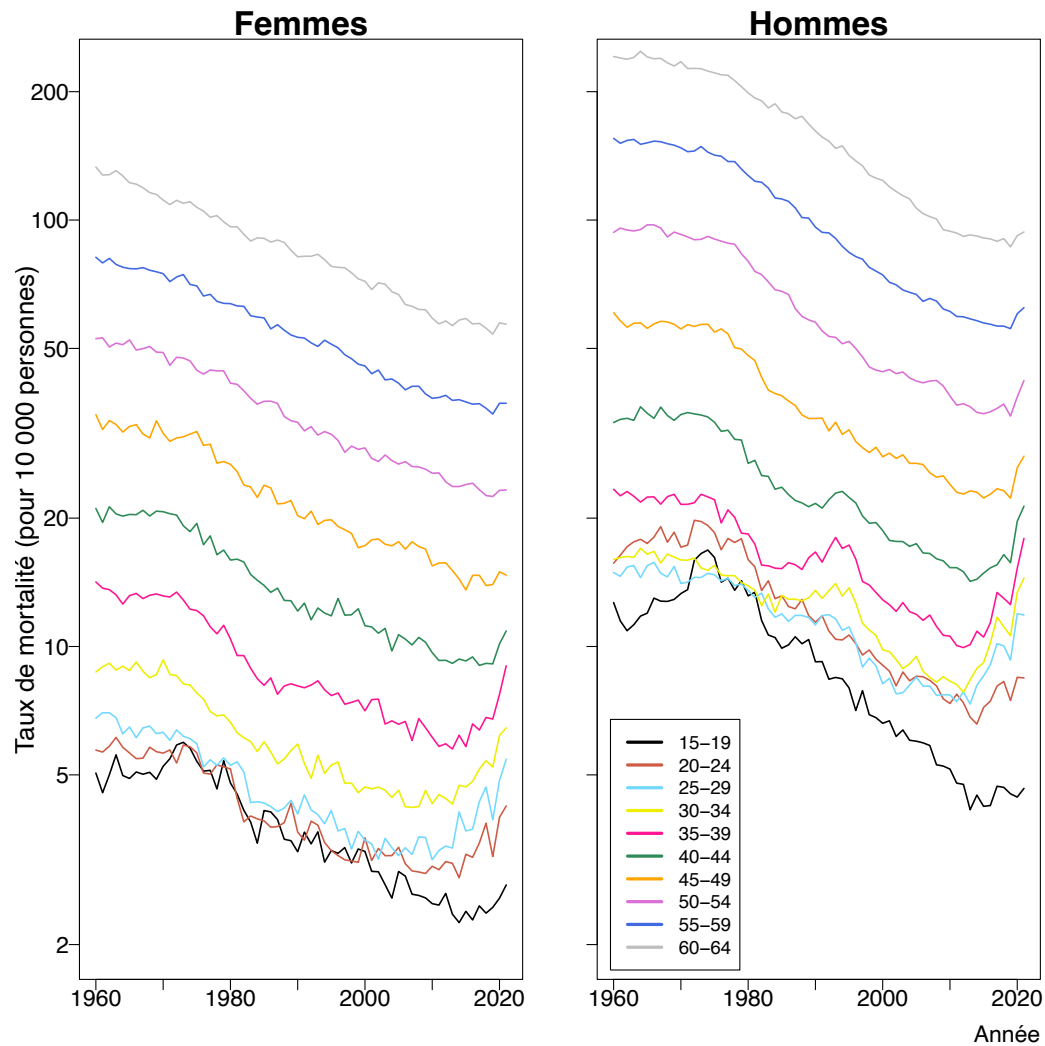
Contributions des groupes d'âges, ${}_a\Delta_x$, à l'évolution de l'espérance de vie à la naissance, e_0 , selon le sexe au Canada, 2000–2010



Source : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024).

FIGURE A.3

Taux de mortalité par groupes d'âges quinquennaux, toutes causes confondues, 15 à 65 ans, Canada, 1960–2021

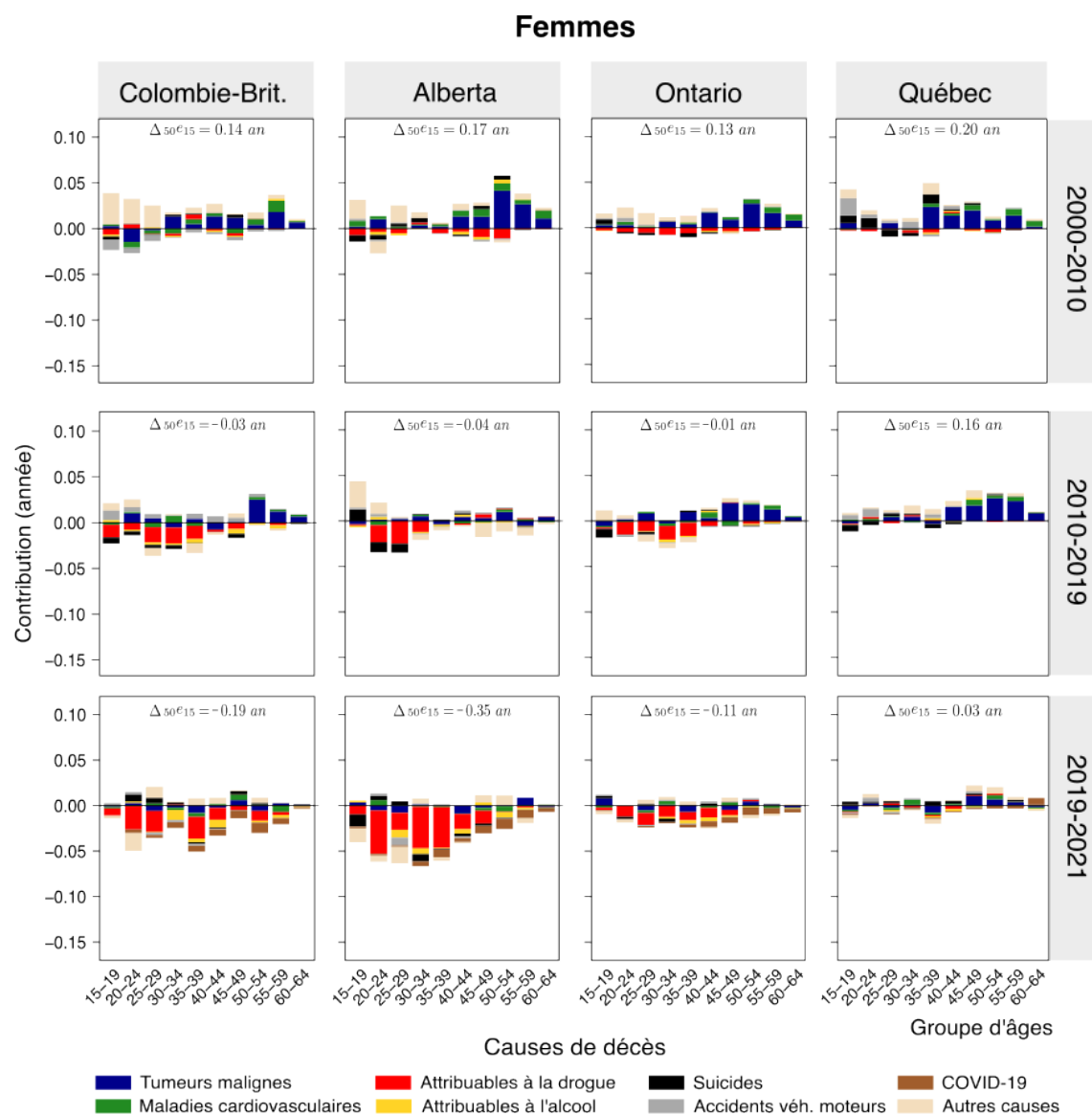


Note : Les taux de mortalité s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021.

Source : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024).

FIGURE A.4

Contributions des causes de décès, ${}_a\Delta_x^i$, à l'évolution de l'espérance de vie partielle entre 15 et 65 ans exacts pour les femmes, Colombie-Britannique, Alberta, Ontario et Québec, 2000–2010, 2010–2019 et 2019–2021



Note : Les contributions ${}_a\Delta_x^i$ s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021.
 Source : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (2024).

TABLEAU A.1

Contributions, ${}_a\Delta_x^i$, à l'espérance de vie partielle entre 15 et 65 ans exacts, ${}_{50}e_{15}$, pour les hommes, Colombie-Britannique, Alberta, Ontario et Québec, 2000–2010, 2010–2019 et 2019–2021

	Colombie-Brit.	Alberta	Ontario	Québec
2000–2010				
Tumeurs malignes	0,03	0,07	0,09	0,14
Maladies cardiovasculaires	0,04	0,07	0,08	0,10
Attribuables à la drogue	0,02	-0,06	-0,05	-0,03
Attribuables à l'alcool	-0,01	-0,01	-0,01	0,00
Suicides	-0,02	-0,02	0,01	0,17
Accidents véh. à moteur	-0,06	-0,03	0,04	0,07
COVID-19	0,00	0,00	0,00	0,00
Autres causes	0,25	0,14	0,07	0,10
2010–2019				
Tumeurs malignes	0,01	0,08	0,06	0,08
Maladies cardiovasculaires	0,02	0,02	0,04	0,04
Attribuables à la drogue	-0,25	-0,25	-0,18	-0,02
Attribuables à l'alcool	-0,02	-0,03	-0,01	0,01
Suicides	-0,01	-0,03	-0,04	0,01
Accidents véh. à moteur	0,05	0,06	0,00	0,06
COVID-19	0,00	0,00	0,00	0,00
Autres causes	0,06	0,06	0,07	0,05
2019–2021				
Tumeurs malignes	-0,02	-0,01	0,01	0,02
Maladies cardiovasculaires	-0,03	-0,04	-0,02	0,00
Attribuables à la drogue	-0,42	-0,49	-0,20	-0,03
Attribuables à l'alcool	-0,08	-0,05	-0,03	-0,01
Suicides	0,07	-0,03	0,02	0,04
Accidents véh. à moteur	0,00	-0,02	-0,01	-0,01
COVID-19	-0,10	-0,09	-0,08	-0,03
Autres causes	-0,10	-0,08	-0,05	0,04

Note : Les contributions ${}_a\Delta_x^i$ s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021.

Sources : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (2024).

TABLEAU A.2

Contributions, ${}_a\Delta_x^i$, à l'espérance de vie partielle entre 15 et 65 ans exacts, ${}_{50}e_{15}$, pour les femmes, Colombie-Britannique, Alberta, Ontario et Québec, 2000–2010, 2010–2019 et 2019–2021

	Colombie-Brit.	Alberta	Ontario	Québec
2000–2010				
Tumeurs malignes	0,06	0,12	0,09	0,10
Maladies cardiovasculaires	0,01	0,05	0,03	0,02
Attribuables à la drogue	-0,01	-0,05	-0,04	-0,02
Attribuables à l'alcool	0,00	-0,01	0,00	0,00
Suicides	0,00	0,00	-0,01	0,02
Accidents véh. à moteur	-0,04	0,00	0,01	0,03
COVID-19	0,00	0,00	0,00	0,00
Autres causes	0,12	0,05	0,05	0,04
2010–2019				
Tumeurs malignes	0,05	0,02	0,07	0,09
Maladies cardiovasculaires	0,00	0,00	0,00	0,02
Attribuables à la drogue	-0,08	-0,05	-0,07	0,00
Attribuables à l'alcool	-0,02	0,00	-0,01	0,00
Suicides	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01
Accidents véh. à moteur	0,04	0,01	-0,01	0,02
COVID-19	0,00	0,00	0,00	0,00
Autres causes	0,00	0,00	0,01	0,04
2019–2021				
Tumeurs malignes	-0,01	-0,01	0,00	0,01
Maladies cardiovasculaires	0,00	-0,01	0,00	0,00
Attribuables à la drogue	-0,11	-0,20	-0,06	0,00
Attribuables à l'alcool	-0,03	-0,02	-0,01	-0,01
Suicides	0,02	-0,02	0,00	0,02
Accidents véh. à moteur	0,00	-0,01	0,00	0,01
COVID-19	-0,05	-0,06	-0,04	-0,01
Autres causes	0,01	-0,03	0,00	0,01

Note : Les contributions ${}_a\Delta_x^i$ s'appuient sur des données de décès provisoires pour les années 2019 à 2021.

Sources : Calculs des auteures, à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (2024) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (2024).