

---

# Expliquer l'augmentation des taux de mésothéliome en Alberta

---

M. Cree, Ph.D. (1); M. Lalji, M.H.S. (1); B. Jiang (1); K.C. Carriere, Ph.D. (2); J. Beach, M.D. (2); A. Kamruzzaman, M.Sc. (1,2)

---

## Résumé

Les taux de mésothéliome sont à la hausse à l'échelle mondiale, mais les tendances en Alberta sont encore peu connues. Les auteurs de la présente étude descriptive basée sur une population se sont servis des données de 1980 à 2004 du registre de l'Alberta Cancer Board afin d'élaborer un modèle âge-période-cohorte de l'évolution dans le temps de l'incidence du mésothéliome pleural chez les hommes. Les taux d'incidence sont influencés à la fois par l'âge et par la cohorte. La cohorte des hommes nés entre 1930 et 1939 présente le risque le plus élevé, ce qui coïncide avec une utilisation répandue de l'amiante, et donc une exposition importante, à partir des années 1940 au Canada. Nous prévoyons qu'entre 1980 et 2024, 1 393 hommes albertains de 40 ans et plus mourront d'un mésothéliome pleural, dont 783 (56,2 %) entre 2010 et 2024. Une fois tous les groupes d'âge, les deux sexes et les divers sièges de la maladie pris en compte, le nombre total de décès en Alberta causés par un mésothéliome sera plus grand. Il atteindra sûrement un pic entre 2015 et 2019. En plus des efforts constants axés sur l'élimination des maladies liées à l'amiante en Alberta, l'enjeu majeur est la mise en place de systèmes de surveillance pour la prévention d'épidémies de cancers professionnels évitables en Alberta.

---

**Mots clés :** mésothéliome, néoplasmes pleuraux, incidence, amiante

---

## Introduction

Le mésothéliome est une tumeur du mésothélium, « la couche mince tapissant la surface des cavités corporelles et des viscères »<sup>1</sup>. Généralement, il est situé dans la cavité pleurale et il est causé par l'inhalation de fibres d'amiante. Cependant, il peut également se former dans la cavité péritonéale si les fibres d'amiante sont avalées. On croit qu'une exposition à l'amiante est à l'origine de jusqu'à 90 % des cas de mésothéliome pleural et de 60 % des cas de mésothéliome péritonéal chez les hommes<sup>2</sup> et qu'environ 70 % à 80 % des cas de mésothéliome sont associés à une exposition professionnelle à l'amiante<sup>3</sup>.

L'amiante est un groupe hétérogène de fibres de silicate magnésien, dont certaines accroissent le risque de mésothéliome<sup>4,5</sup>. En raison de leur durabilité, ces fibres peuvent rester dans les tissus pulmonaires pendant des années, ce qui peut expliquer le risque élevé de mésothéliome 20 à 50 ans après la première exposition<sup>6,7</sup>. On s'attend à ce que les taux d'incidence du mésothéliome, qui ont augmenté au cours des 30 dernières années<sup>8-16</sup>, atteignent un sommet entre 2010 et 2020 en Europe occidentale<sup>10</sup>. Tout au long de cette période, les coûts économiques des poursuites et des indemnités dans les cas de mésothéliome lié à l'amiante seront d'environ 200 milliards de dollars

américains aux États-Unis<sup>17</sup> et d'environ 80 milliards de dollars américains en Europe<sup>18</sup>.

En 2003, 343 décès attribués à un mésothéliome ont été documentés au Canada, ce qui correspond à une augmentation de 17 % par rapport à 2000<sup>19</sup>. L'exposition professionnelle à l'amiante au Canada est généralement associée à l'exploitation des mines d'amiante, une industrie davantage répandue au Québec<sup>20</sup>, ce qui détourne l'attention des autres expositions potentielles ailleurs au pays, notamment en Alberta. Toutefois, l'amiante était couramment utilisé entre 1920 et 1970 dans la construction de maisons et d'écoles, ainsi que dans l'industrie manufacturière et dans l'industrie de l'automobile, ce qui expose des groupes comme les travailleurs de la construction et les mécaniciens automobiles à de grandes quantités d'amiante<sup>21</sup> et constitue un risque potentiel pour la plupart des Albertains. Le nombre de cas associés à l'utilisation et au retrait de l'amiante en Alberta est présentement inconnu, mais pourrait être important si un grand nombre d'Albertains ont été exposés pendant une longue période.

La présente étude décrit les tendances temporelles de l'incidence du mésothéliome en Alberta entre 1980 et 2004, et tente de cerner les effets de l'âge, de la période et de la cohorte à l'origine de ces tendances. Une prévision de l'incidence du mésothéliome jusqu'en 2024 est ensuite effectuée.

---

### Coordonnées des auteurs

1 Alberta Health Services (auparavant, Alberta Cancer Board), Edmonton (Alberta) Canada

2 Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta) Canada

**Correspondance :** Marilyn Cree, Ph.D., Division de la santé des populations et de l'information, Alberta Health Services (auparavant, Alberta Cancer Board), suite 1400, 10123, rue 99, Edmonton, Alberta, T5J 3H1, Tél. : 780-495-6548, Téléc. : 780-643-4380, Courriel : mcree@ualberta.ca

## Méthodologie

### Sources des données

Les données sur l'incidence du mésothéliome entre 1980 et 2004 sont tirées du registre du cancer de l'Alberta tenu à jour par l'Alberta Cancer Board. Le registre du cancer de l'Alberta est une base de données populationnelle sur tous les cancers diagnostiqués en Alberta continuellement mise à jour. Reconnu par la North American Association for Central Cancer Registries pour la grande qualité de ses données et son exhaustivité, il répertorie annuellement au moins 95 % des nouveaux cas de cancer en Alberta. Les données sur la mortalité sont tirées des statistiques de l'état civil de l'Alberta sur l'endroit, la cause et la date du décès. Ces données sont fréquemment couplées aux données du registre du cancer afin de déterminer le statut vital (décédé ou vivant) des patients. Tous les sujets inclus dans cette étude ont reçu un diagnostic de mésothéliome malin et on leur a attribué le code de morphologie M-905 de la Classification internationale des maladies pour l'oncologie (CIM-O-3)<sup>22</sup>. En plus de la morphologie du cancer et du type de mésothéliome (pleural, péritonéal ou autre), les données suivantes ont été relevées du registre du cancer pour tous les patients : date et lieu de naissance; date, âge et lieu de résidence (Office régional de la santé) au moment du diagnostic; date de décès; sexe et statut vital. Toutes les données démographiques réelles (ou observées) et prévues ont été fournies par l'Alberta Health and Wellness<sup>23</sup>.

### Analyse statistique

Afin de faciliter les comparaisons temporelles, les taux ont été standardisés pour l'âge et pour le sexe selon le Recensement de la population du Canada de 1991<sup>24</sup>, standard utilisé par la plupart des organismes canadiens de lutte contre le cancer. Nous présentons les pourcentages moyens de variation des taux d'incidence chez les hommes pendant toute la période de l'étude; les pourcentages moyens de variation des taux chez les femmes sont limités à la période de 1987 à 2004, les années antérieures n'ayant pu être incluses en raison de l'absence de cas en 1980 et 1986. Afin de composer avec la variabilité potentielle de l'incidence du mésothéliome

pendant l'étude (qui peut d'abord être faible, puis augmenter pour atteindre un plateau vers la fin de l'étude), nous avons choisi de décrire les changements dans les tendances à l'aide d'un modèle de régression Joinpoint, utilisé avec succès lors d'autres études sur le cancer<sup>25</sup>. On a calculé le changement de pourcentage annuel (CPA) moyen pour un intervalle de confiance (IC) à 95 % à l'aide du programme de régression Joinpoint version 3.3, conçu par le National Cancer Institute.

Comme la majorité des nouveaux cas de mésothéliome, généralement pleural, étaient des hommes âgés de 40 à 94 ans, notre analyse statistique porte sur ce groupe d'âge. En vue de décrire l'évolution des taux dans le temps, nous avons utilisé un modèle âge-période-cohorte formé de neuf groupes d'âge quinquennaux (40 à 44 ans, 45 à 49 ans et ainsi de suite jusqu'à 80 ans et +), de cinq périodes de cinq ans (correspondant à l'année du diagnostic) de 1980 à 1984 jusqu'à 2000 à 2004 et de treize cohortes de naissance de dix ans se chevauchant dont les moyennes correspondent à 1900, 1905 et ainsi de suite jusqu'à 1960 (par exemple, la cohorte de 1905 comprend les personnes nées entre 1900 et 1909). Étant donné que nous nous attendions à ce que le tracé du graphique soit curvilinéaire, c.-à-d. que les taux atteignent un pic puis diminuent, nous avons choisi de modéliser les données de l'étude à l'aide de splines de régression<sup>26</sup>. Plus précisément, nous avons opté pour les fonctions splines naturelles parce que la queue de distribution est alors plus stable qu'avec les autres fonctions splines couramment utilisées.

Le taux est calculé à l'aide de la formule générale de la fonction spline naturelle du modèle âge-période-cohorte suivante :

$$\log(\lambda_{apc}) = \mu + f(a) + g(p) + h(c),$$

où  $a$  et  $p$  représentent l'âge moyen et la période moyenne du groupe quinquennal et  $c$ , l'année de naissance moyenne de la cohorte. Par exemple, l'âge moyen pour le groupe des 40 à 44 ans est 42,5 ans; la date moyenne pour la période de 1980 à 1984 est 1982,5 et l'année de naissance moyenne correspondante (1940) est la différence entre la période et l'âge,  $c = p - a$ .

La lettre  $\mu$  représente la valeur à l'origine, et les fonctions  $f(a)$ ,  $g(p)$  et  $h(c)$  sont les fonctions splines naturelles pour l'âge, la période et la cohorte (après ajustement pour la valeur à l'origine), respectivement.

Nous avons évalué des modèles log-linéaires hiérarchiques à fonction spline<sup>27-29</sup> afin de déterminer l'effet de l'âge, de la période et de la cohorte sur la prévision des taux d'incidence du mésothéliome. Le critère de sélection du meilleur modèle hiérarchique est une mesure d'écart (c.-à-d. le rapport de la somme des carrés au nombre de degrés de liberté) se rapprochant de un.

Étant donné qu'il existe une association positive entre l'âge et le taux de mésothéliome pleural chez les hommes, notre point de départ a été un modèle établi en fonction de l'âge et nous avons évalué le degré d'amélioration de ce modèle après la prise en compte de l'effet de dérive et des effets non linéaires de période et de cohorte. L'effet de dérive combine les éléments linéaires des périodes; les effets de cohorte et non linéaires (également nommés effets de courbure) sont des déviations des tendances linéaires<sup>26-28,30</sup>. Nous avons utilisé les mêmes nœuds pour l'évaluation de chaque modèle : quatre nœuds pour l'âge (à 47,5; 57,5; 67,7 et 77,5); deux nœuds pour la période (à 1987,5 et 1997,5) et six nœuds pour la cohorte (à 1915, 1920, 1925, 1935, 1940, 1945). Même si ce choix a peu d'effet sur la validité du modèle<sup>31</sup>, nous avons tenté de choisir le nombre de nœuds qui maximise la validité du modèle selon l'analyse des données préliminaires.

À l'aide du meilleur modèle de prédiction de l'incidence du mésothéliome jusqu'en 2025, nous avons cherché, en deux étapes, à déterminer le moment où le nombre de cas devrait culminer en Alberta. Nous avons d'abord estimé le taux futur pour chaque cohorte en effectuant une extrapolation continue des effets de cohorte estimés (c.-à-d. des fonctions splines naturelles estimées pour chaque cohorte) jusqu'en 2025. Nous avons ensuite calculé le nombre de cas prévus pour chaque cohorte en multipliant les taux estimés obtenus à la première étape par les projections démographiques correspondantes, puis nous avons additionné le nombre de cas

**TABEAU 1**  
**Cas de mésothéliome et taux\* d'incidence selon l'âge (pour 100 000 hommes) en Alberta de 1980 à 2004†**

Nombre de cas et taux d'incidence selon les groupes d'âge quinquennaux (hommes atteints de mésothéliome pleural)												
Groupe d'âge	1980-1984		1985-1989		1990-1994		1995-1999		2000-2004		1980-2004	
	Nbre	Taux	Nbre	Taux	Nbre	Taux	Nbre	Taux	Nbre	Taux	Nbre	Taux
20-24	1 (1)	0,07 (0,14)	0 (0)	0,00 (0,00)	1 (0)	0,10 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	2 (1)	0,04 (0,04)
25-29	0 (0)	0,00 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)
30-34	0 (0)	0,00 (0,00)	2 (0)	0,17 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	1 (0)	0,09 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	3 (0)	0,05 (0,00)
35-39	3 (1)	0,38 (0,24)	1 (1)	0,10 (0,20)	0 (0)	0,00 (0,00)	1 (0)	0,08 (0,00)	1 (0)	0,08 (0,00)	6 (2)	0,11 (0,07)
40-44	2 (1)	0,33 (0,31)	3 (2)	0,39 (0,51)	2 (0)	0,20 (0,00)	6 (4)	0,50 (0,66)	3 (1)	0,22 (0,15)	16 (8)	0,33 (0,32)
45-49	4 (4)	0,74 (1,43)	4 (3)	0,67 (0,98)	5 (5)	0,66 (1,29)	4 (1)	0,41 (0,20)	13 (6)	1,07 (0,97)	30 (19)	0,73 (0,91)
50-54	8 (6)	1,59 (2,29)	11 (9)	2,10 (3,34)	4 (4)	0,68 (1,35)	15 (13)	2,00 (3,42)	12 (11)	1,23 (2,22)	50 (43)	1,50 (2,52)
55-59	5 (5)	1,13 (2,27)	14 (12)	2,88 (4,81)	17 (13)	3,34 (5,02)	14 (9)	2,45 (3,12)	20 (12)	2,71 (3,22)	70 (51)	2,55 (3,67)
60-64	6 (2)	1,63 (1,13)	10 (8)	2,39 (3,90)	17 (14)	3,64 (5,96)	31 (23)	6,31 (9,35)	14 (11)	2,52 (3,97)	78 (58)	3,39 (5,09)
65-69	8 (6)	2,70 (4,31)	12 (7)	3,44 (4,29)	15 (11)	3,73 (5,76)	27 (20)	6,07 (9,13)	28 (21)	5,95 (9,05)	90 (65)	4,59 (6,88)
70-74	4 (0)	1,76 (0,00)	8 (6)	2,94 (4,90)	21 (14)	6,48 (9,65)	23 (18)	6,31 (10,74)	36 (30)	8,82 (15,38)	92 (68)	5,77 (9,25)
75-79	3 (2)	1,83 (2,68)	8 (7)	4,11 (8,31)	14 (11)	5,97 (11,10)	14 (7)	5,13 (6,08)	33 (27)	10,53 (19,73)	72 (54)	6,10 (10,59)
80-84	4 (0)	4,09 (0,00)	1 (1)	0,80 (1,92)	5 (4)	3,33 (6,78)	13 (10)	7,41 (14,81)	24 (22)	11,34 (26,78)	47 (37)	6,18 (12,26)
85-89	4 (1)	7,96 (5,16)	0 (0)	0,00 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	1 (0)	1,08 (0,00)	5 (3)	4,39 (7,84)	10 (4)	2,49 (2,81)
90-94	0 (0)	0,00 (0,00)	1 (0)	2,97 (0,00)	0 (0)	0,00 (0,00)	1 (1)	1,97 (6,05)	2 (1)	3,60 (6,66)	4 (2)	1,89 (2,95)
<b>Total</b>	<b>52 (29)</b>	<b>0,61 (0,66)</b>	<b>75 (56)</b>	<b>0,75 (1,17)</b>	<b>101 (76)</b>	<b>0,91 (1,46)</b>	<b>151 (106)</b>	<b>1,20 (1,79)</b>	<b>191 (145)</b>	<b>1,29 (2,17)</b>	<b>570 (412)</b>	<b>1,00 (1,55)</b>

\* Taux standardisé selon l'âge ayant la population totale comme dénominateur

† Les chiffres entre parenthèses représentent les hommes atteints de mésothéliome pleural.

prévus dans chaque cohorte de manière à obtenir le nombre total de cas prévus. Toutes les modélisations ont été réalisées à l'aide du logiciel de statistique R (version 2.5.1)<sup>32</sup> et le niveau de signification des tests statistiques a été établi à 0,05.

## Résultats

Entre 1980 et 2004, en Alberta, on a diagnostiqué au total 570 cas de mésothéliome (tableau 1), dont 487 (85 %) cas de mésothéliome pleural. Sur l'ensemble des 570 cas, 470 (82 %) étaient des hommes. Des 487 cas de mésothéliome pleural, 412 (85 %) étaient des hommes. La majorité des hommes (217 ou 53 %) atteints de mésothéliome pleural étaient âgés entre 50 et 70 ans. À la fin de la période de l'étude, 445 (95 %) hommes et 88 (88 %) femmes étaient décédés.

Les taux d'incidence standardisés pour l'âge ont augmenté régulièrement pendant toute la durée de l'étude, ce qui reflète l'augmentation des cas de mésothéliome pleural chez les hommes. Le nombre de cas chez les femmes est demeuré bas (figure 1)

et constant (CPA entre 1987 et 2004 : 1,49; IC à 95 % : -5,40 à 8,89).

Chez les hommes de 60 ans et plus, les taux de mésothéliome pleural standardisés pour l'âge ont augmenté de 9,42 % (IC à 95 % : 6,91 à 12,00) par année pendant la période de l'étude. Les taux selon l'âge ont plus que doublé chez les hommes âgés de 60 à 69 ans, mais on trouve le taux le plus élevé et l'augmentation la plus importante entre 1980 et 2004 chez les hommes de 70 ans et plus (figure 2).

### Analyse âge-période-cohorte des cas de mésothéliome pleural chez les hommes

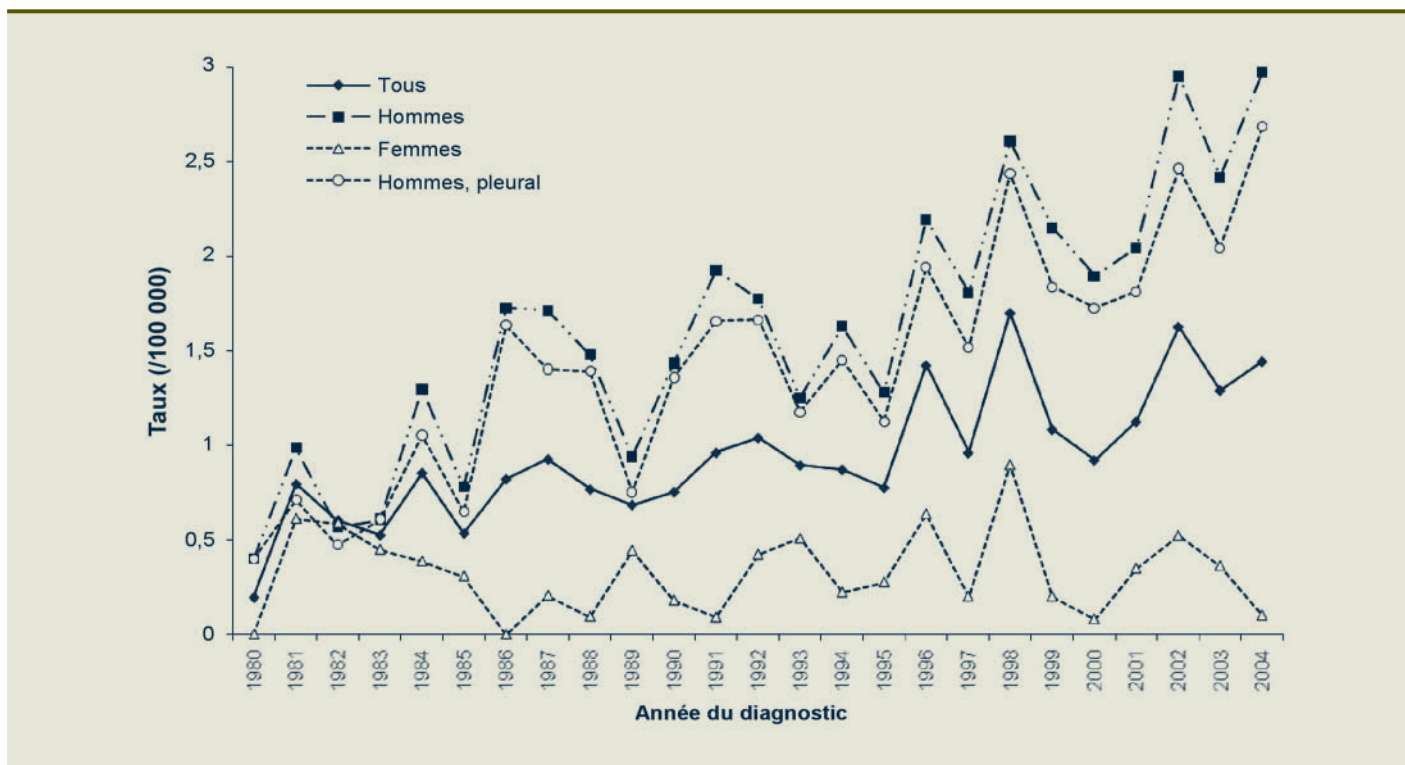
L'incidence du mésothéliome pleural chez les hommes a généralement augmenté avec le groupe d'âge pour chaque période de diagnostic (figure 3).

Les valeurs de validité de l'ajustement (ou la mesure de l'écart) des modèles âge-cohorte et âge-période-cohorte s'approchent toutes deux de un, ce qui répond à notre critère de bon ajustement entre les données et le modèle. On a déterminé que l'effet de courbure pour la période n'est pas

significatif ( $p = 0,62$ ). En général, le modèle âge-cohorte est bien ajusté aux données (mesure d'écart se rapprochant de un) et nous a incités à utiliser des fonctions splines valides pour l'âge et la cohorte.

Le tableau 2 présente le nombre de cas de mésothéliome pleural observés et prévus chez les hommes de 40 à 94 ans ayant reçu un diagnostic en Alberta entre 1984 et 2004. Chaque combinaison âge-cohorte du tableau 2 est associée à deux chiffres : le nombre de cas prévus selon le modèle âge-cohorte (chiffre du haut, en caractères normaux) et le nombre de cas observés ou réels (chiffre du bas, en caractères gras). Par exemple, deux cas de mésothéliome ont été observés comparativement à 1,4 cas prévu chez les hommes de 40 à 44 ans (groupe d'âge : 40-44) nés entre 1940 et 1949 (cohorte : 1940-1949). Le nombre de cas observés pour toutes les combinaisons d'âge et de cohorte est semblable au nombre de cas prévus, ce qui signifie que le modèle permet de prévoir adéquatement le nombre de cas de mésothéliome, malgré la maigreur des données. Les fonctions splines de l'âge et de la cohorte

**FIGURE 1**  
Taux d'incidence du mésothéliome standardisés selon l'âge (/100 000) par année de diagnostic et par sexe en Alberta, 1980 à 2004



**FIGURE 2**  
Taux d'incidence du mésothéliome pleural selon l'âge chez les hommes en Alberta, 1980 à 2004

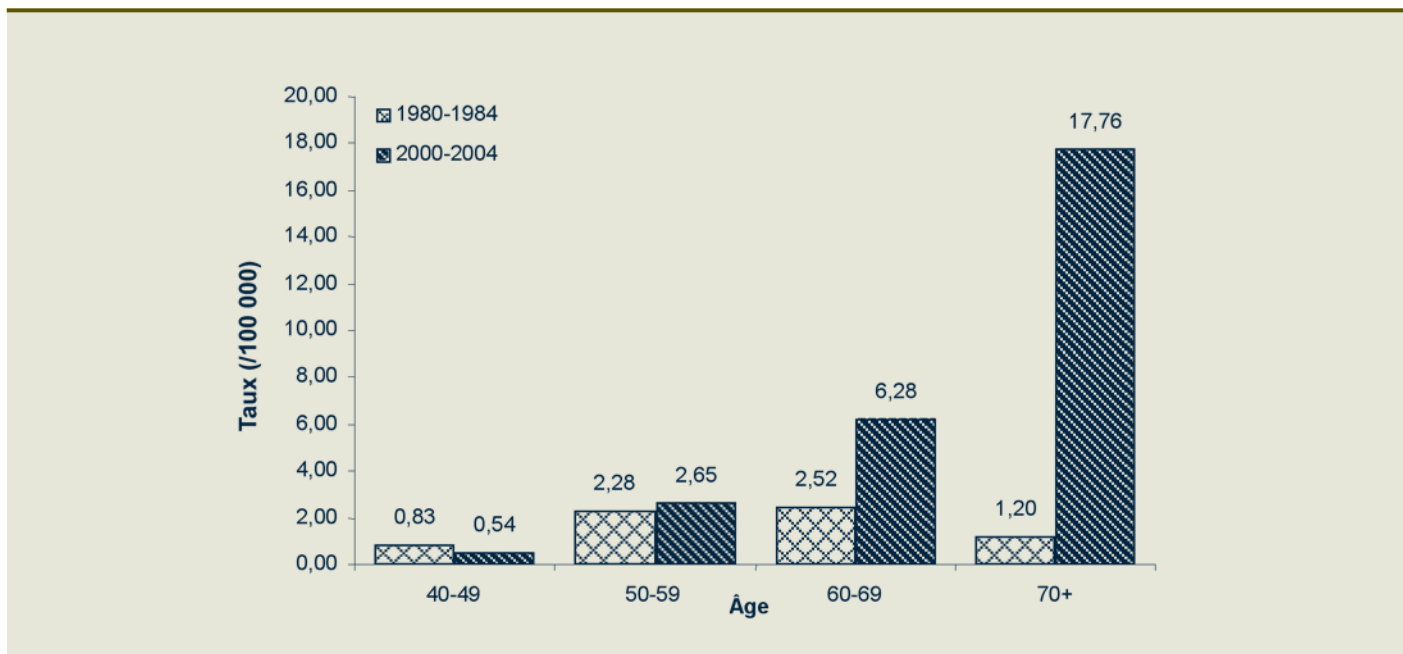


FIGURE 3

Incidence du mésothéliome pleural selon l'âge chez les hommes par groupe d'âge et par année de diagnostic en Alberta, 1980 à 2004

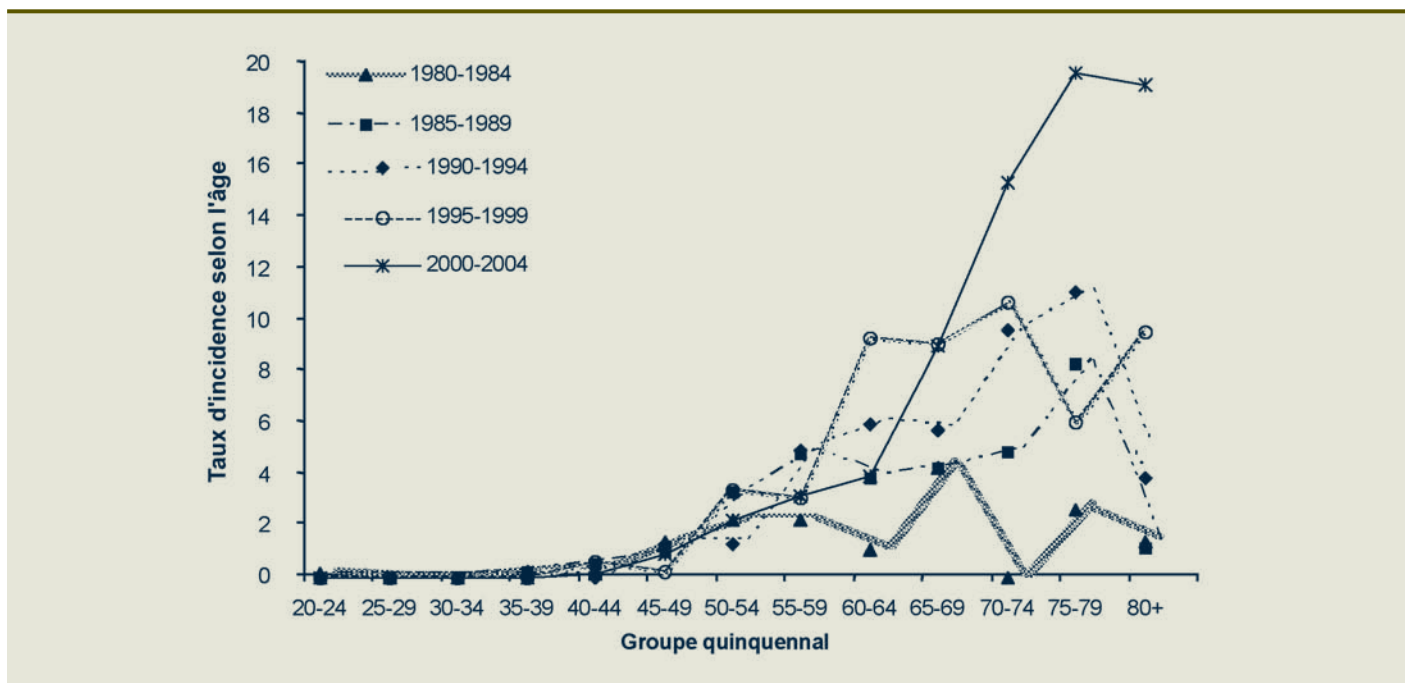
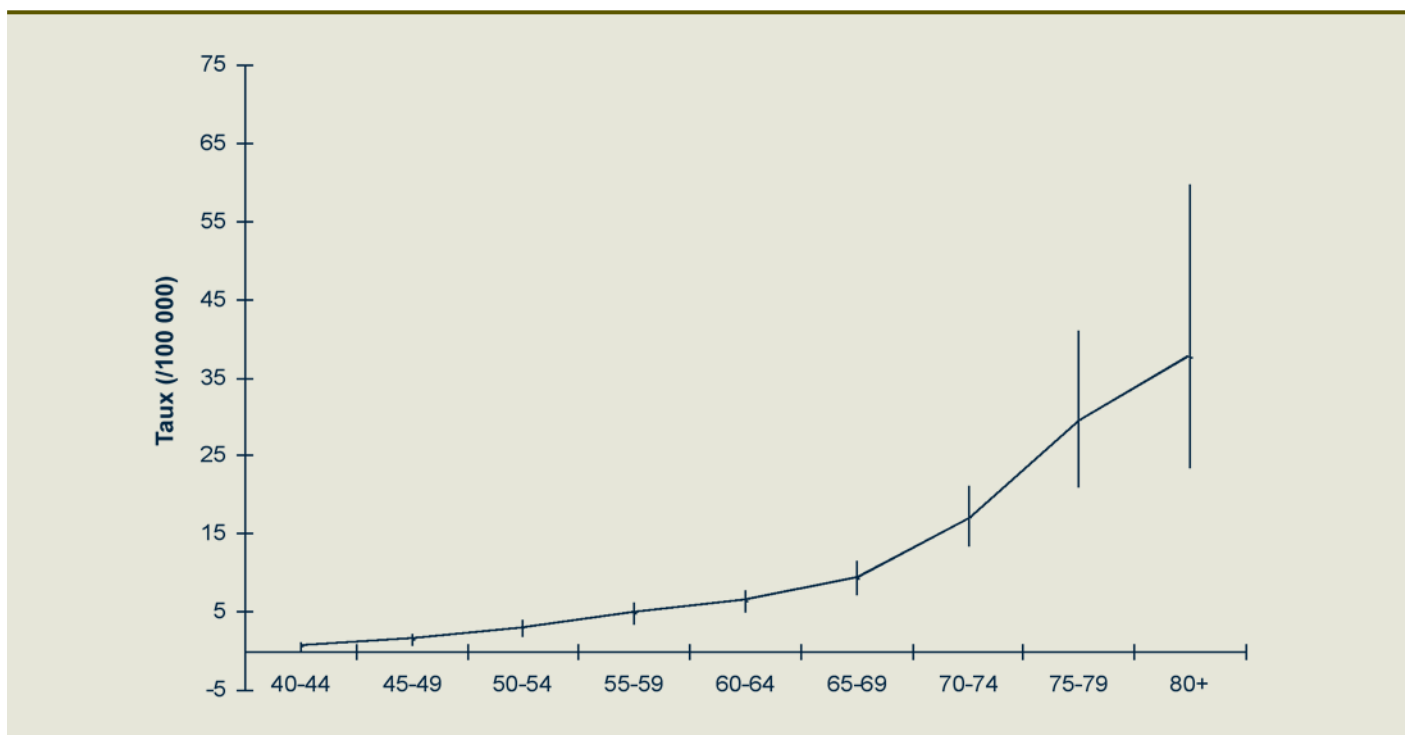
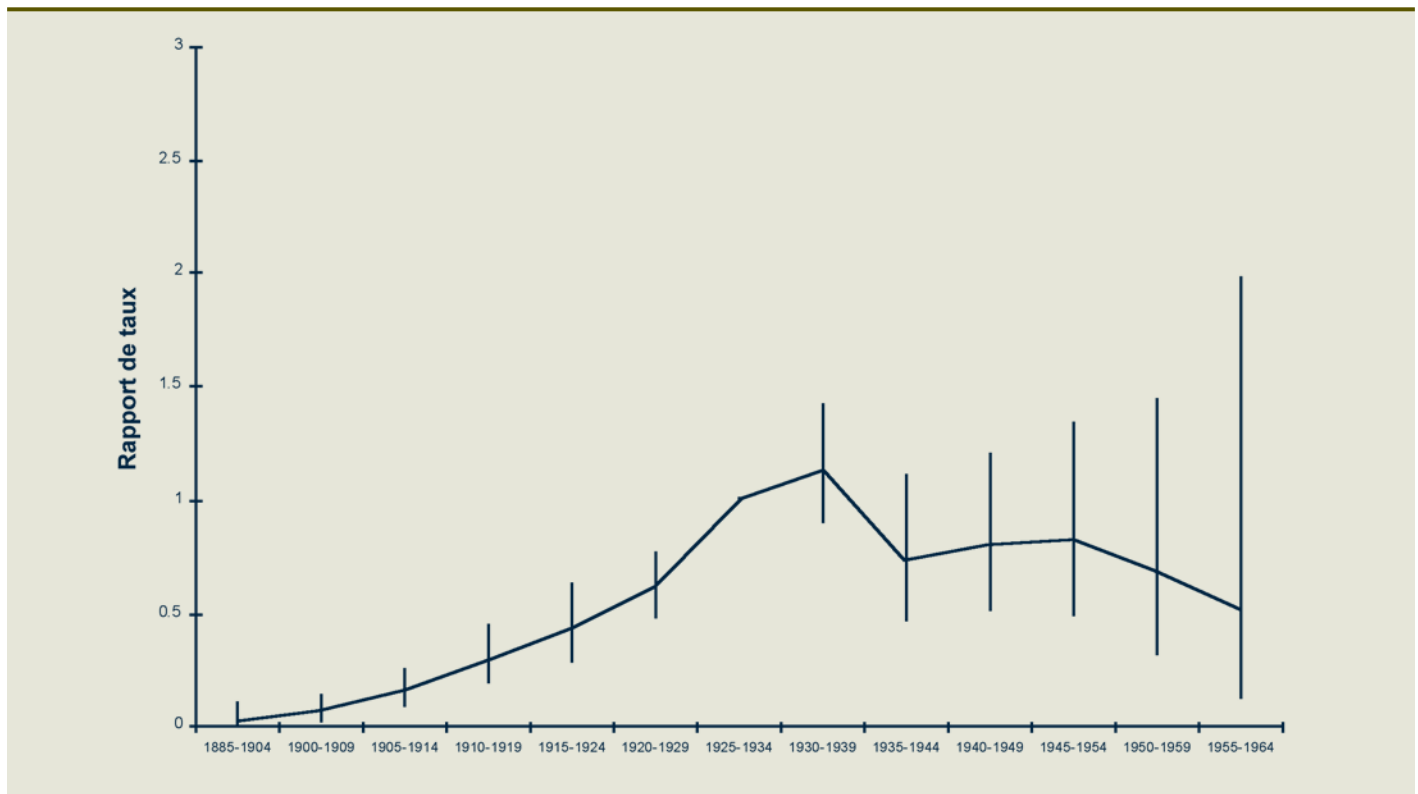


FIGURE 4

Incidence selon l'âge pour la cohorte 1925 à 1934 fondée sur le modèle âge cohorte



**FIGURE 5**  
**Rapport de taux comparativement à la cohorte 1925 à 1934 selon le modèle âge cohorte**



ont été reparamétrisées afin de faciliter l'interprétation<sup>29,30</sup>. Plus précisément, nous avons présenté la fonction de l'âge comme un logarithme du taux selon l'âge d'une cohorte de référence (figure 4) et la fonction de la cohorte, comme le rapport du logarithme du taux sur la cohorte de référence (figure 5). La fonction de l'âge reparamétrisée montre une augmentation dans le temps du taux de mésothéliome dans une cohorte (figure 4). Par exemple, l'observation de l'évolution de la cohorte 1925 à 1934 nous permet de voir que le taux pour 100 000 personnes passe de 9,1 (de 65 à 69 ans) à 16,8 (de 70 à 74). Les taux selon l'âge pour les autres cohortes montrent une évolution semblable, et la cohorte 1930 à 1939 présente les taux les plus élevés. La figure 5 présente le rapport de taux de mésothéliome comparativement à la cohorte de référence (1925 à 1934). Plus précisément, la cohorte 1930 à 1939 est associée à un risque équivalent à 1,13 fois celui de la cohorte 1925 à 1934, alors que toutes les autres cohortes présentent un risque plus faible que celui de la cohorte 1925 à 1934. Nous avons choisi la cohorte 1925 à 1934 comme cohorte de référence

parce qu'il s'agit de la cohorte du milieu et que son estimation est par conséquent plus fiable<sup>30</sup>. Même si les cohortes de naissance se chevauchent, la composition de chaque cohorte diffère. Le risque accru n'est donc pas atténué par le chevauchement. Les figures 4 et 5 présentent également des bandes de confiance à 95 % qui sont plutôt étendues pour certaines estimations en raison de l'exponentiation (l'estimation et son erreur-type étaient d'abord sur l'échelle logarithmique).

#### **Incidence prévue du mésothéliome**

Selon notre modèle âge-cohorte et en supposant que les tendances et les conditions actuelles se maintiennent chez les hommes de 40 ans et plus, on s'attend à ce que le nombre de cas de mésothéliome pleural augmente à 247 cas entre 2010 et 2014 et atteigne le pic de 269 cas entre 2015 et 2019. Le nombre de cas diminuera légèrement, soit à 267, entre 2020 et 2024.

#### **Analyse**

La présente étude vise à décrire la variation dans le temps du taux de mésothéliome en Alberta et à explorer l'effet de l'âge, de la période et de la cohorte sur ces tendances. Les taux de mésothéliome en Alberta semblent augmenter parallèlement à l'utilisation importante de l'amiante dans les années 1970 et l'on s'attend à ce qu'ils atteignent un sommet entre 2015 et 2019. Cette hausse est attribuable principalement au mésothéliome pleural chez les hommes plus âgés. Entre 1980 et 2025, on estime que 1 393 hommes de plus de 39 ans mourront du mésothéliome pleural en Alberta. Il s'agit probablement d'une estimation prudente, car les maladies associées à l'amiante sont généralement sous-déclarées<sup>33</sup>.

Nous avons constaté que les effets à la fois de l'âge et de la cohorte permettent de prévoir les taux de mésothéliome. À l'instar d'autres recherches<sup>34</sup>, nous avons décelé une augmentation spectaculaire des taux de cancer chez les hommes nés entre 1920 et 1935 (âgés de 70 ans et plus) qui coïncide avec l'exposition de la population à



l'amiante entre les années 1940 et le milieu des années 1970, période où l'amiante était couramment utilisé au Canada. La cohorte présentant le risque le plus élevé est celle de 1930 à 1939, ce qui diffère un peu ailleurs, par exemple en Grande-Bretagne (1920 à 1924)<sup>15</sup>, aux États-Unis (1925 à 1929)<sup>15</sup> et en Europe (1945 à 1950)<sup>10</sup>. La signification de cette différence n'est pas claire; elle provient peut-être des variations de la période de latence causées par l'intensité et le contexte d'exposition<sup>35</sup>. Par exemple, la latence médiane chez les travailleurs de l'industrie de la construction navale a été estimée à 52 ans, comparativement à 29 ans chez les travailleurs de l'industrie de l'isolation<sup>35</sup>.

Même si de nombreux pays partout dans le monde ont interdit l'importation et la vente d'amiante ou de produits de l'amiante, le Canada a préféré en restreindre l'utilisation.

En raison de la longue période de latence, interdire l'amiante maintenant ne réduirait pas le nombre important de cas prévus dans les 15 à 20 prochaines années, avec un pic d'incidence entre 2010 et 2020<sup>19</sup>. Nos données permettent de prévoir que le nombre de cas atteindra un sommet entre 2015 et 2019, soit 10 à 15 ans après les États-Unis (pic entre 2000 et 2004)<sup>15</sup> et 5 à 10 ans après la Grande-Bretagne (pic entre 2011 et 2015)<sup>13</sup>.

Les taux de mésothéliome bas et constants chez les femmes sont cohérents avec les tendances observées chez les femmes aux États-Unis<sup>15,36</sup>; le taux d'incidence standardisé selon l'âge chez les femmes albertaines était en moyenne 0,3 cas pour 100 000 femmes entre 1987 et 2004. La principale source d'exposition à l'amiante chez les femmes est, depuis longtemps, plus environnementale que professionnelle.

Avant 1961, les taux de mésothéliome chez les hommes et chez les femmes étaient semblables au Canada<sup>37</sup>. Les taux chez les hommes ont commencé à grimper après 1961, ce qui, compte tenu de la longue période de latence, concorde avec une exposition professionnelle à partir des années 1940. Par contre, les taux chez les femmes sont demeurés bas et constants ce qui porte à croire qu'il existe un niveau de base de cas de mésothéliome et que les cas additionnels chez les hommes sont d'origine professionnelle. Chez les femmes, l'origine des mésothéliomes est quelque peu controversée<sup>38</sup> et doit être étudiée plus en détail, en portant une attention particulière à la possibilité d'erreurs à propos du mésothéliome péritonéal, qui serait plutôt diagnostiqué comme cancer de l'ovaire<sup>39,40</sup>.

**TABLEAU 2**

**Nombre total de cas de mésothéliome pleural chez les hommes : observés\* et prévus† selon la fonction spline naturelle du modèle âge-cohorte**

Cohorte/âge	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80+
1885-1904									0,6 1
1900-1909								1,3 2	2 1
1905-1914							2,7 0	3,8 7	5,9 4
1910-1919						3,8 6	6,2 6	8,7 11	12,9 11
1915-1924					4,8 2	6,4 7	10,5 14	14,6 7	21,9 26
1920-1929				6,1 5	6,4 8	10,6 11	17,1 18	24,5 27	
1925-1934			7,1 6	11,3 12	14,6 14	19,9 20	32,8 30		
1930-1939		3,9 4	8,3 9	13,3 13	17,3 23	23,9 21			
1935-1944	1 1	2,7 3	5,8 4	9,4 9	12,4 11				
1940-1949	1,4 2	3,8 5	8,1 13	13,3 12					
1945-1954	1,8 0	5 1	11 11						
1950-1959	1,8 4	5,2 6							
1955-1964	1,5 1								

\* Nombres en caractères gras – observés (chiffres du bas)

† Nombres en caractères normaux – prévus (chiffres du haut)

La présente étude comporte plusieurs limites. Premièrement, malgré le lien bien établi entre l'exposition à l'amiante et le mésothéliome<sup>35</sup>, les renseignements sur la source d'exposition n'étaient pas disponibles pour la majorité des participants de l'étude. L'économie florissante de l'Alberta fondée sur le pétrole a attiré des migrants qui ont pu être exposés à l'amiante dans les industries des mines d'amiante ou de la construction de navires, ou d'autres industries à haut risque ailleurs au Canada; ces immigrants ont aussi pu subir une exposition professionnelle dans des pays où les normes de sécurité sont moins strictes avant de s'établir en Alberta. Nous n'avons pas d'estimation du nombre d'adultes à risque élevé qui se sont installés en Alberta pendant la période à l'étude, mais la deuxième partie de notre étude portant sur les dossiers de la Workers' Compensation Board de l'Alberta (WCB) et le nombre d'indemnités accordées pour la même cohorte de sujets peuvent contribuer à clarifier cette question<sup>41</sup>. Deuxièmement, le nombre de patients des premières années de la période à l'étude a pu être sous-estimé dans une proportion pouvant aller jusqu'à 30 %<sup>37</sup>. Toutefois, l'exactitude diagnostique s'est probablement améliorée avec le temps et nous pensons que la sous-déclaration aura relativement peu d'effet sur les tendances ou la fiabilité de nos résultats pour la planification des services de santé. Inversement, la tendance à diagnostiquer une lésion comme un mésothéliome alors qu'il s'agit d'un autre cancer (surdiagnostic) a été remarquée chez certaines populations exposées à l'amiante, par exemple chez les travailleurs des mines d'amiante au Québec<sup>42,43</sup>. Toutefois, il n'y a pas de tels emplois à haut risque en Alberta et, par conséquent, nous ne croyons pas que le surdiagnostic soit un problème majeur pour nos résultats.

Nos futures recherches seront axées sur le repérage des sources d'exposition à l'amiante en Alberta et sur la description des taux d'indemnisation de la WCB. En vertu de l'Occupational Health and Safety Act de l'Alberta, le mésothéliome est une maladie à déclaration obligatoire et il est

par conséquent surveillé par la Direction des services médicaux. Nous savons que, jusqu'à maintenant, moins de la moitié des sujets de notre étude ont présenté une demande d'indemnisation à la WCB. Les demandes provenaient généralement de travailleurs des industries de la construction et de l'automobile, sources typiques d'exposition à l'amiante entre 1940 et 1970. Les bas taux de présentation de demandes par les Albertains sont cohérents avec les résultats des autres provinces<sup>39,44</sup> et il nous reste à étudier les personnes non indemnisées.

Si la tendance actuelle se maintient, nous nous attendons au diagnostic d'au moins 783 nouveaux cas de mésothéliome pleural chez les hommes de 40 ans et plus en Alberta entre 2010 et 2024. Le nombre total de cas de mésothéliome sera plus important une fois inclus tous les groupes d'âge, les deux sexes et tous les types de mésothéliome. La plupart des personnes atteintes auront été exposées à l'amiante après 1970, soit environ 10 ans après que le lien causal entre l'amiante et le mésothéliome a été généralement accepté<sup>45</sup>. Même s'il n'y a pas de mines d'amiante en Alberta, nous enregistrons néanmoins un nombre substantiel de cas diagnostiqués de mésothéliome. Le prochain défi est de repérer les sources d'exposition à l'amiante en Alberta, car nous savons maintenant que « la prévention est le seul remède contre les maladies associées à l'amiante »<sup>46</sup>. La mise en circulation fréquente de nouvelles substances chimiques et de substituts de l'amiante synthétiques ou naturels dans les milieux de travail pose un défi de taille. Il s'agit de la prévention de futures épidémies de cancers professionnels évitables par la mise en place de systèmes de surveillance de l'exposition à des substances cancérigènes et de politiques fondées sur des données probantes.

## Remerciements

Cette recherche a été financée par l'Alberta Cancer Board et l'Alberta Heritage Foundation for Medical Research. Nous remercions la D<sup>re</sup> Nicola Cherry pour ses réflexions et ses commentaires constructifs qui ont grandement contribué à l'amélioration de cet article. Nous remercions également les analystes de données de la Workers Compensation Board de l'Alberta de nous avoir fourni les données utilisées dans cette étude.

## Références

1. Mesothelioma Glossary of terms; 2007. Disponible à : <http://www.medicinenet.com/mesothelioma/glossary.htm>.
2. Spirtas R, Heineman EF, Bernstein L, Beebe GW, Keehn RJ, Stark A, Benichou J. Malignant mesothelioma: attributable risk of asbestos exposure. *Occup Environ Med.* 1994;51(12):804-11.
3. Goldberg M, Imbernon E, Rolland P, Gilg Soit Ilg A, Savès M, de Quillacq A, Frenay C, Chamming's S, Arveux P, Boutin C, Launoy G, Paireon JC, Astoul P, Galateau-Sallé F, Brochard P. The French National Mesothelioma Surveillance Program. *Occup Environ Med.* 2006;63(6):390-5.
4. McDonald AD, Case BW, Churg A, Dufresne A, Gibbs GW, Sébastien P, McDonald JC. Mesothelioma in Quebec chrysotile miners and millers: epidemiology and aetiology. *Ann Occup Hyg.* 1997;41(6):707-19.
5. Hodgson JT, Darnton A. The quantitative risks of mesothelioma and lung cancer in relation to asbestos exposure. *Ann Occup Hyg.* 2000;44(8):565-601.
6. Peto J, Seidman H, Selikoff IJ. Mesothelioma mortality in asbestos workers: implications for models of carcinogenesis and risk assessment. *Br J Cancer.* 1982;45(1):124-35.
7. McDonald JC, Harris JM, Berry G. Sixty years on: the price of assembling military gas masks in 1940. *Occup Environ Med.* 2006;63(12):852-855.



8. Marinaccio A, Montanaro F, Mastrantonio M, Uccelli R, Altavista P, Nesti M, Costantini AS, Gorini G. Predictions of mortality from pleural mesothelioma in Italy: a model based on asbestos consumption figures supports results from age-period-cohort models. *Int J Cancer*. 2005;115(1):142-7.
9. La Vecchia C, Decarli A, Peto J, Levi F, Tomei F, Negri E. An age, period and cohort analysis of pleural cancer mortality in Europe. *Eur J Cancer Prev*. 2000;9(3):179-84.
10. Peto J, Decarli A, La Vecchia C, Levi F, Negri E. The European mesothelioma epidemic. *Br J Cancer*. 1999;79(3-4):666-72.
11. Gennaro V, Ugolini D, Viarengo P, Benfatto L, Bianchelli M, Lazzarotto A, Montanaro F, Puntoni R. Incidence of pleural mesothelioma in Liguria Region, Italy (1996-2002). *Eur J Cancer*. 2005;41(17):2709-14.
12. Segura O, Burdorf A, Looman C. Update of predictions of mortality from pleural mesothelioma in the Netherlands. *Occup Environ Med*. 2003;60(1):50-5.
13. Hodgson JT, McElvenny DM, Darnton AJ, Price MJ, Peto J. The expected burden of mesothelioma mortality in Great Britain from 2002 to 2050. *Br J Cancer*. 2005;92(3):587-93.
14. McElvenny DM, Darnton AJ, Price MJ, Hodgson JT. Mesothelioma mortality in Great Britain from 1968 to 2001. *Occup Med (Lond)*. 2005;55(2):79-87.
15. Price B, Ware A. Mesothelioma trends in the United States: an update based on Surveillance, Epidemiology, and End Results Program data for 1973 through 2003. *Am J Epidemiol*. 2004;159(2):107-12.
16. Ilg AG, Bignon J, Valleron AJ. Estimation of the past and future burden of mortality from mesothelioma in France. *Occup Environ Med*. 1998;55(11):760-5.
17. Carroll SJ, Hensler DR, Abrahamse A, Gross J, Ashwood JS, Sloss EM, White M. Asbestos litigation costs and compensation: an interim report, Santa Monica, RAND Institute for Civil Justice, 2002.
18. Shah N, Williams A. Surviving the asbestos epidemic. *Insurance Digest (European)*, London, PricewaterhouseCoopers. 2001: 14-8.
19. Sharpe A, Hardt J. Five deaths a day: workplace fatalities in Canada, 1993-2005, Ottawa, Centre for the Study of Living Standards, 2006.
20. De Guire L, Labrèche F, Poulin M, Dionne M. The Use of Chrysotile Asbestos in Quebec, Montréal, Institut national de santé publique du Québec, 2005.
21. Cole D. Mesothelioma. *Asbestos in Use Today*. Available from: <http://www.davidcole.net/mesothelioma/asbestos/use.html>.
22. Fritz A, Percy C, Jack A, Shanmugaratnam K, Sobin L, Parkin DM, Whelan S, editors. *International Classification of Disease for Oncology*, 3<sup>e</sup> éd, Geneva, Organisation mondiale de la Santé, 2000.
23. Alberta Health and Wellness. Projections démographiques (2006-2035). Disponible à : <http://www.health.alberta.ca/documents/Population-Projections-2006.pdf>.
24. Statistique Canada. Recensement du Canada de 1991, Ottawa, Statistique Canada, 1991.
25. Kim HJ, Fay MP, Feuer EJ, Midthune DN. Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. [erratum appears in *Stat Med* 2001 Feb 28;20(4):655]. *Stat Med*. 2000;19(3):335-51.
26. Heuer C. Modeling of time trends and interactions in vital rates using restricted regression splines. *Biometrics*. 1997;53(1): 161-77.
27. Holford TR. Analysing the temporal effects of age, period and cohort. *Stat Methods Med Res*. 1992;1(3):317-37.
28. Clayton D, Schifflers E. Models for temporal variation in cancer rates. II: Age-period-cohort models. *Stat Med*. 1987;6(4):469-81.
29. Carstensen B. Age-period-cohort models for the Lexis diagram. *Stat Med*. 2007; 26(15):3018-45.
30. Clayton D, Schifflers E. Models for temporal variation in cancer rates. I: Age-period and age-cohort models. *Stat Med*. 1987;6(4): 449-67.
31. Keele LJ. *Semiparametric Regression for the Social Sciences*, John Wiley and Sons, Ltd, 2008. p. 49-85. Disponible de : [http://media.wiley.com/product\\_data/excerpt/17/04703199/0470319917-1.pdf](http://media.wiley.com/product_data/excerpt/17/04703199/0470319917-1.pdf).
32. R Statistical Package. Disponible de : <http://www.r-project.org>.
33. Lemen R, Asbestos Disease Awareness Organization Science Advisory Board Co-Chair. Asbestos Disease Awareness Organization Releases New Findings on Exposed Victims [Internet]. Communiqué de presse, 2007.
34. Sub-committee on the epidemiology of asbestos-related diseases in Quebec. *The Epidemiology of Asbestos-Related Diseases in Quebec 2004*.
35. Marrett LD, Ellison LF, Dryer D. Canadian cancer statistics at a glance: mesothelioma. *CMAJ*. 2008;178(6):677-8.
36. Price B. Analysis of current trends in United States mesothelioma incidence. *Am J Epidemiol*. 1997;45(3):211-8.
37. McDonald AD, McDonald JC. Malignant mesothelioma in North America. *Cancer*. 1980;46(7):1650-6.
38. Smith DD. Women and mesothelioma. *Chest*. 2002;122(6):1885-6.
39. Payne JI, Pichora EC. Exploring the Burden of Occupational Cancer in Ontario: Focus on Mesothelioma (manuscrit inédit), 2007.
40. Bollinger DJ, Wick MR, Dehner LP, Mills SE, Swanson PE, Clarke RE. Peritoneal malignant mesothelioma versus serous papillary adenocarcinoma. A histochemical and immunohistochemical comparison. *Am J Surg Pathol*. 1989;13(8):659-70.

- 
41. Cree M, Lalji M, Jiang B, Carriere KC. Under-reporting of Compensable Mesothelioma in Alberta. *Am J Ind Med.* 2009;52(7):526-33.
  42. Bourdès V, Boffetta P, Pisani P. Environmental exposure to asbestos and risk of pleural mesothelioma: review and meta-analysis. *Eur J Epidemiol.* 2000;16(5):411-7.
  43. McDonald JC, McDonald AD. Epidemiology of mesothelioma from estimated incidence. *Prev Med.* 1977;6(3):426-42.
  44. Martin CW, Noertjojo K, Dunn CT. Mesothelioma claims at the Workers' Compensation Board of British Columbia, Canada, 1987 – 2002.
  45. Wagner JC, Sleggs CA, Marchand P. Diffuse pleural mesothelioma and asbestos exposure in the North Western Cape Province. *Br J Ind Med.* 1960;17:260-71.
  46. Asbestos Disease Awareness Organization (ADAO). Asbestos Disease Patients are Younger. Communiqué de presse, 2007.