

Niveau de scolarité de la mère et mortalité foetale et infantile au Québec

Résumé

Objectifs

Le présent article décrit les variations des taux de mortalité foetale et infantile au Québec selon le niveau de scolarité de la mère, le Québec ayant un des taux les plus faibles au Canada.

Source des données

Les données proviennent du couplage des enregistrements de naissance et de mort infantile (y compris les mortinaissances) pour les cohortes de naissance de 1990-1991 au Québec.

Principaux résultats

Les taux de mortalité foetale et infantile sont plus élevés chez les enfants dont la mère a moins de 12 années d'études que chez ceux dont la mère a étudié au moins 14 années, même si l'on tient compte de l'âge, de la parité (nombre d'enfants et de mortinaissances auxquels la mère a donné le jour) et de l'état matrimonial de la mère, ainsi que du sexe du nouveau-né. Cependant, si l'on tient compte de l'effet de facteurs intermédiaires, comme le poids de naissance ou l'âge gestationnel de même que la croissance foetale, la variation de la mortalité selon le niveau de scolarité de la mère s'atténue. Si les taux de mortalité pour chaque niveau de scolarité était aussi faible que pour le niveau de scolarité le plus élevé, le nombre de morts foetales et infantiles diminuerait d'environ 20 %.

Mots-clés

Causes de décès, faible poids de naissance, insuffisance du poids de naissance par rapport à l'âge gestationnel, croissance foetale, surmortalité.

Auteurs

Jiajian Chen (613) 951-5059, chenjia@statcan.ca; Martha Fair (613) 951-1734, fairmar@statcan.ca; Russell Wilkins (613) 951-5305, wilkrus@statcan.ca et Margaret Cyr (613) 951-1659, cymarg@statcan.ca travaillent à la Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa (K1A 0T6).

*Jiajian Chen, Martha Fair, Russell Wilkins, Margaret Cyr et le Groupe d'études de la mortalité foetale et infantile du Système canadien de surveillance périnatale**

Au cours des dernières décennies, les taux de mortalité foetale et infantile ont diminué rapidement dans les pays industrialisés. Les taux observés au Canada comptent parmi les plus faibles du monde¹⁻³. Pourtant, on constate encore d'importantes variations de la mortalité infantile selon le statut socioéconomique⁴.

Il faut étudier la nature et l'ampleur des inégalités sociales qui influent sur la mortalité foetale et infantile si l'on veut continuer de réduire cette mortalité^{5,6}. Malheureusement, comme la plupart des registres canadiens de l'état civil ne contiennent pas les données socioéconomiques nécessaires, les études établissant un lien direct entre la mortalité foetale ou infantile et le statut socioéconomique sont peu nombreuses. Le Québec fait toutefois exception, puisque, depuis 1976, les enregistrements de naissance établis dans cette province précisent le niveau de scolarité de la mère.

* Membres collaborateurs du Groupe d'études de la mortalité foetale et infantile : Michael Kramer, Université McGill; Alexander Allen, Dalhousie University; Linda Bartlett, KS Joseph, Shiliang Liu, Shi Wu Wen, Santé Canada; Robert Liston, Dalhousie University; Sylvie Marcoux, Université Laval; Brian McCarthy, Centers for Disease Control-Atlanta; Douglas McMillan, University of Calgary; Arne Ohlsson, University of Toronto.

On constate systématiquement un lien inverse entre le niveau de scolarité de la mère, c'est-à-dire un paramètre modifiable du statut socioéconomique⁷, et la mortalité infantile. Ce lien est plus fort dans les pays où n'existe aucun régime

universel d'assurance-santé (comme les États-Unis) et plus faible dans les pays qui offrent un régime universel de soins de santé et où le niveau de vie est généralement élevé (comme les pays scandinaves)⁸⁻¹³.

Méthodologie

Source des données

La présente étude se fonde sur les enregistrements de naissances simples d'enfants vivants de tout poids de naissance ou âge gestationnel, de naissances d'enfants morts-nés pesant au moins 500 grammes et de morts infantiles provenant des cohortes de nouveau-nés de 1990-1991 dont la mère résidait au Québec. Parmi les 192 150 naissances simples enregistrées en tout, on dénombre 859 mortinaissances et 1 004 morts infantiles. On a observé la mortalité pendant un an chez les nouveau-nés vivants en appliquant une méthode probabiliste de couplage des enregistrements pour appairer les enregistrements de la Base canadienne de données sur la natalité aux enregistrements correspondants de la Base canadienne de données sur la mortalité. Le couplage des enregistrements de mort infantile aux enregistrements correspondants de naissance vivante a abouti à un appariement pour 94 % des morts infantiles. L'appariement des enregistrements de naissance et de décès a permis de procéder au classement recoupé des morts infantiles selon l'état matrimonial et la parité de la mère ainsi que selon le poids de naissance et l'âge gestationnel du nouveau-né (voir *Couplage de naissance et de décès* à la page 67).

Techniques d'analyse

On a calculé les risques relatifs bruts, ainsi que les rapports de cotes bruts et ajustés (par régression logistique) et les rapports de risques (par analyse de survie), afin d'étudier la relation entre le niveau de scolarité de la mère et la mortalité foetale ou infantile. Les facteurs confusionnels étudiés incluent l'âge, l'état matrimonial et la parité de la mère, ainsi que le sexe de l'enfant^{7,8,14,15}. On a ajouté le poids de naissance ou l'âge gestationnel et la croissance foetale (voir *Définitions*) aux modèles pour déterminer si ces facteurs intermédiaires modifient l'effet du niveau de scolarité de la mère. Quand on tient compte de l'âge gestationnel et de la croissance foetale dans le modèle, on exclut la variable de faible poids de naissance, puisque ce faible poids est le résultat d'une naissance prématurée, d'un retard de croissance intra-utérin ou de la combinaison des deux facteurs^{7,14,16-19}. Dans l'analyse de survie selon la cause, les décès dus à d'autres causes que celles à l'étude

étaient considérés comme des éléments censurés dès qu'ils se produisaient. On a recouru à la méthode de la limite des produits (Kaplan-Meier) pour estimer la mortalité totale cumulée.

Considérant que les taux observés pour le groupe dont le niveau de scolarité est le plus élevé (au moins 14 années d'études) sont une norme réalisable, on a calculé le nombre d'événements en surnombre en soustrayant le nombre d'événements prévus du nombre d'événements observés. Pour déterminer le nombre d'événements prévus, on a appliqué le taux-type réalisable à toutes les naissances pour lesquelles on connaissait le niveau de scolarité de la mère. On a calculé la proportion d'événements que l'on estime évitables en divisant le nombre d'événements en surnombre par le nombre d'événements observés, puis en multipliant le quotient par 100⁴, résultat que l'on connaît plus généralement sous le nom de pourcentage de cas dus au facteur (% CDF) (aussi appelé fraction étiologique du risque ou fraction attribuable).

On se sert ordinairement du % CDF pour montrer quelle part du fardeau d'une maladie pesant sur une population est attribuable aux effets de certains facteurs causals, en supposant qu'aucun facteur confusionnel ne fausse le lien entre l'exposition à la cause et la maladie. On calcule ce pourcentage en appliquant la formule $100 * (R_e - R_u) / R_e$ où R_e représente le risque pour l'ensemble de la population et R_u le risque pour la population non exposée, ou bien en appliquant la formule $100 * (P_{exp} * (RR-1) / (1 + P_{exp} * (RR-1)))$, où P_{exp} représente la prévalence de l'exposition et RR , le rapport de risque exprimant la comparaison entre la population exposée et la population non exposée^{7,20-23}.

Enfin, comme les deux groupes pour lesquels le niveau de scolarité de la mère est le plus faible (10 années d'études ou moins et 11 années d'études) présentent un intérêt particulier, on a calculé, pour les deux groupes exposés combinés, la fraction attribuable, ainsi que les événements en surnombre, exprimés en pourcentage des événements en surnombre pour l'ensemble de la cohorte pour laquelle on connaît le niveau de scolarité de la mère. La fraction attribuable pour le groupe exposé correspond simplement au nombre d'événements en surnombre associés au facteur de risque, exprimé en pourcentage du nombre total d'événements pour la population exposée au facteur de risque.

Bien que les taux de mortalité fœtale et infantile observés au Québec comptent parmi les plus faibles au Canada^{24,25}, on a enregistré, en moyenne, de 1990 à 1992, 1 020 mortinaissances et morts infantiles chaque année, soit un taux annuel de 10 pour 1 000 naissances (total des naissances vivantes et des mortinaissances)¹.

Le présent article décrit l'effet du niveau de scolarité de la mère sur la mortalité fœtale et infantile au Québec au début des années 1990. Il se fonde sur les enregistrements de naissances vivantes, de mortinaissances et de morts infantiles effectués pour les cohortes de nouveau-nés de 1990-1991 et se limite aux accouchements simples de femmes résidant au Québec à ce moment-là. On a observé la mortalité des enfants vivants de ces cohortes pendant un an (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*).

Cette analyse montre qu'au Québec, les taux de mortalité fœtale et infantile continuent de varier considérablement selon le niveau de scolarité de la mère, bien que la province ait mis en place, depuis de nombreuses années, un régime de santé universel donnant accès à des services de santé gratuits et de bonne qualité. Les résultats laissent entendre que si les taux de mortalité infantile étaient toujours aussi faibles que ceux de la catégorie correspondant au niveau de scolarité le plus élevé, le nombre de morts fœtales et infantiles diminuerait de 20 % environ.

Mortalité selon l'âge

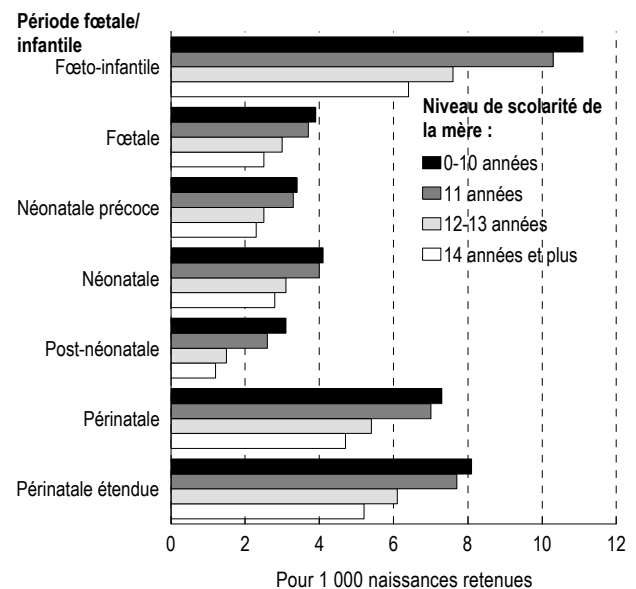
Bien que les taux de mortalité fœtale et infantile soient faibles au Québec, on a dénombré en tout 1 863 mortinaissances et morts infantiles parmi les 192 150 membres des cohortes de naissances simples de 1990 et 1991. Presque la moitié (859) étaient des mortinaissances²⁶. En outre, 664 nouveau-nés sont morts dans les 27 premiers jours de vie et 340 autres, avant leur premier anniversaire.

On note un fort lien entre le niveau de scolarité de la mère et la probabilité d'une mortinaissance ou d'une mort infantile. À mesure que le niveau de scolarité de la mère augmente, les taux de mortalité fœtale et infantile diminuent (graphique 1). Le taux global de mortalité fœto-infantile passe de 11,1 morts fœtales et infantiles pour 1 000 naissances chez les mères ayant 10 années

d'études ou moins à 6,4 chez celles ayant achevé au moins 14 années d'études (tableau 1).

La relation entre le faible niveau de scolarité de la mère et la forte mortalité infantile est manifeste, quelle que soit la période de mortalité fœtale ou infantile considérée. C'est durant la période périnatale que l'écart absolu entre les taux est le plus important (graphique 1), tandis que l'écart relatif est le plus prononcé en période post-néonatale (rapports de taux au tableau 1, rapports de cotes au tableau 2). Quel que soit le niveau de scolarité de la mère, l'incidence cumulée des décès et des mortinaissances augmente brusquement entre la 16^e et la 41^e semaine de gestation (graphique 2). Après 41 semaines, le taux de mortalité continue d'augmenter chez les nouveau-nés dont la mère appartient à un des deux groupes de niveau de scolarité faible, tandis qu'il se stabilise presque chez ceux dont la mère se classe dans l'un des deux groupes de niveau de scolarité élevé. Cette accentuation de l'écart entre les taux cumulatifs de mortalité observée vers la fin de la première année

Graphique 1
Taux de mortalité fœtale et infantile par âge, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991



Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité, Statistique Canada.

Définitions

L'âge de la mère, exprimé en années, est réparti en quatre catégories : 19 ans et moins, de 20 à 24 ans, de 25 à 34 ans et 35 ans et plus.

L'état matrimonial comporte deux catégories : mariée et non mariée. Il convient toutefois d'interpréter les résultats selon l'état matrimonial avec prudence, étant donné la forte prévalence de l'union de fait au Québec.

Le niveau de scolarité de la mère, exprimé en années d'études, est classé en quatre catégories : 10 années ou moins, 11 années, 12 ou 13 années, et 14 années et plus. Cette classification coïncide avec les grandes divisions du système d'enseignement au Québec. Il faut 11 années pour obtenir un diplôme d'études secondaires, 14 années pour terminer un programme d'enseignement général et professionnel (CEGEP) et 16 années pour obtenir un premier diplôme universitaire. Après la 14^e année, la ventilation du nombre d'années d'études n'indique qu'une variation faible, sans signification statistique, des taux de mortalité fœtale et infantile.

La parité désigne la place séquentielle, ou le rang, du nouveau-né vivant ou du mort-né parmi tous les enfants mis au monde par une mère donnée. On distingue quatre catégories : premier, deuxième, troisième et quatrième enfant ou plus.

On répartit le poids de naissance, exprimé en grammes, en quatre catégories : de 500 g à 1 499 g, de 1 500 g à 2 499 g, de 2 500 g à 4 499 g et 4 500 g et plus. Un faible poids de naissance est compris entre 500 g et 2 499 g.

L'âge gestationnel, exprimé en nombre de semaines complètes de grossesse, tel que déclaré par le médecin traitant, est subdivisé en quatre catégories : 33 semaines et moins, de 34 à 36 semaines, de 37 à 41 semaines et 42 semaines et plus. Une naissance prématurée est une naissance qui survient à moins de 37 semaines de gestation.

La croissance fœtale, exprimée en centile du poids de naissance selon l'âge gestationnel, le sexe et la pluralité de la grossesse (on ne considère que les grossesses simples dans cette analyse) est classée en trois catégories, d'après les normes canadiennes les plus récentes de poids de naissance²⁷ : poids de naissance insuffisant pour l'âge gestationnel (inférieur au 10^e centile), poids de naissance approprié

pour l'âge gestationnel (du 10^e au 90^e centile) et poids de naissance élevé pour l'âge gestationnel (supérieur au 90^e centile).

Les taux de mortalité infantile (de 0 à 364 jours), néonatale (de 0 à 27 jours) ou néonatale précoce (de 0 à 6 jours) correspondent au nombre de nouveau-nés vivants qui sont décédés durant la période précisée pour 1 000 naissances vivantes. À l'exception des analyses par poids de naissance ou par âge gestationnel, on inclut toutes les naissances vivantes dans le dénominateur, quel que soit le poids de naissance ou l'âge gestationnel.

Le taux de mortalité néonatale tardive (de 7 à 27 jours) ou post-néonatale (de 28 à 364 jours), correspond au nombre de morts infantiles survenues durant la période précisée pour 1 000 nouveau-nés ayant survécus au-delà de la fin de la période précédente.

Le taux de mortalité fœto-infantile (mortinaissances + décès entre 0 et 364 jours), fœtale (mortinaissance), périnatale (mortinaissance + décès de 0 à 27 jours) ou périnatale étendue (mortinaissance + décès de 0 à 364 jours), correspond à la somme du nombre de mortinaissances et du nombre de morts infantiles survenues durant la période précisée pour 1 000 mortinaissances et naissances vivantes. Dans tous les cas, on définit la mortinaissance comme l'accouchement d'un enfant mort-né pesant au moins 500 g, quel que soit l'âge gestationnel.

On ne peut additionner des taux dont les dénominateurs diffèrent. Par exemple, la somme des taux de mortalité néonatale et post-néonatale n'est pas égale au taux de mortalité infantile.

Les causes sous-jacentes de décès sont codées conformément à la *Classification internationale des maladies*, neuvième révision (*CIM-9*)²⁸. Leur classement, fondé sur les catégories proposées par les membres de l'International Collaborative Effort on Perinatal and Infant Mortality, est le suivant : états congénitaux, mort soudaine du nourrisson (MSN), états liés à l'asphyxie, états liés à l'immaturation, infections, causes extérieures, autre cause particulière et autres causes²⁹. Les codes de la *CIM-9* correspondant à ces catégories figurent au tableau A en annexe.

Périodes fœtale et infantile

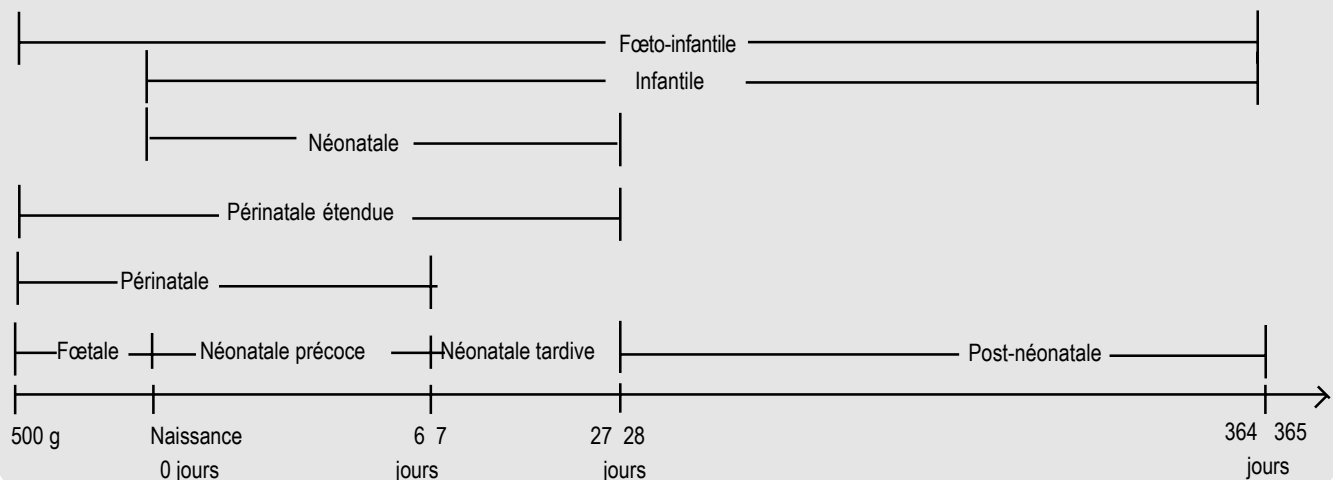


Tableau 1
Taux de mortalité fœto-infantile non ajustés, selon certaines caractéristiques de la mère et du nouveau-né, naissances simples, Québec, 1990-1991

	Nombre de naissances	Pourcentage du nombre total	Mortalité fœto-infantile		
			Taux pour 1 000	Rapports de taux	Intervalle de confiance de 95 %
Total	192 150	100	9,7		
Niveau de scolarité					
0-10 années	27 624	14	11,1	1,73*	1,50, 2,01
11 années	22 719	12	10,3	1,61*	1,37, 1,89
12-13 années	62 449	33	7,6	1,19*	1,04, 1,35
14 années et plus†	69 292	36	6,4	1,00	...
Données manquantes	10 066	5	40,1	6,27*	5,48, 7,17
Âge de la mère					
<20	8 036	4	15,4	1,77*	1,47, 2,13
20-24	39 863	21	10,7	1,23*	1,10, 1,37
25-34†	129 099	67	8,7	1,00	...
35+	15 018	8	12,4	1,43*	1,22, 1,66
Données manquantes	134	--	74,6	8,57*	2,25, 15,98
État matrimonial					
Mariée†	116 316	61	8,6	1,00	...
Célibataire	75 825	39	11,4	1,33*	1,21, 1,45
Données manquantes	9	--	111,1	12,92*	1,82, 91,81
Parité					
1	88 828	46	11,5	1,60*	1,43, 1,78
2†	66 493	35	7,2	1,00	...
3	25 980	14	8,8	1,22*	1,04, 1,43
4 et plus	10 837	6	11,4	1,58*	1,45, 1,93
Données manquantes	12	--	1 000,0	138,89*	78,32, 246,29
Sexe de l'enfant					
Garçon	98 833	51	10,2	1,12*	1,02, 1,23
Fille†	93 317	49	9,1	1,00	...
Poids à la naissance					
500-1 499 g	1 648	--	432,6	116,92*	105,16, 129,99
1 500-2 499 g	8 268	4	42,2	11,41*	10,02, 12,99
2 500-4 499 g†	177 515	92	3,7	1,00	...
4 500 g et plus	2 579	1	4,7	1,27	0,72, 2,24
Données manquantes	2 140	1	58,9	15,92*	13,16, 19,26
Âge gestationnel					
<34 semaines	2 872	1	277,5	66,07*	59,72, 73,10
34-36 semaines	8 386	4	30,3	7,21*	6,25, 8,33
37-41 semaines†	169 145	88	4,2	1,00	...
42 semaines et plus	5 744	3	4,2	1,00	0,67, 1,50
Données manquantes	6 003	3	11,7	2,79*	2,18, 3,56
Croissance fœtale‡					
Insuffisante	18 433	10	25,1	3,64*	3,26, 4,06
Appropriée†	149 476	78	6,9	1,00	...
Supérieure	15 462	8	7,4	1,07	0,88, 1,30
Données manquantes	8 779	5	29,7	4,30*	3,76, 4,93

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de taux est toujours égal à 1,00.

‡ Voir Définitions

... Sans objet

-- Nombre infimes

* $p < 0,05$

de vie survient principalement durant les périodes néonatale tardive et post-néonatale, quand la grande majorité des nouveau-nés ont déjà quitté l'hôpital. Cependant, l'inégalité socioéconomique en ce qui a trait à la mortalité infantile est manifeste dès la 28^e semaine de gestation, indiquant que le phénomène est déjà bien établi au début du développement fœtal.

Effets corrigés

Outre le niveau de scolarité de la mère, de nombreux facteurs influent sur les taux de mortinatalité et de

Tableau 2
Rapports de cotes non ajustés pour la mortalité fœtale et infantile, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991

Période fœtale/infantile	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Niveau de scolarité de la mère		
Mortalité fœtale		
0-10 années	1,60*	1,26, 2,04
11 années	1,52*	1,17, 1,97
12-13 années	1,21	0,98, 1,49
14 années et plus†	1,00	...
Mortalité néonatale précoce		
0-10 années	1,50*	1,16, 1,94
11 années	1,47*	1,12, 1,94
12-13 années	1,09	0,87, 1,36
14 années et plus†	1,00	...
Mortalité périnatale		
0-10 années	1,55*	1,30, 1,85
11 années	1,50*	1,24, 1,81
12-13 années	1,15	0,99, 1,34
14 années et plus†	1,00	...
Mortalité néonatale		
0-10 années	1,50*	1,19, 1,89
11 années	1,44*	1,12, 1,85
12-13 années	1,13	0,93, 1,38
14 années et plus†	1,00	...
Mortalité périnatale étendue		
0-10 années	1,55*	1,31, 1,83
11 années	1,48*	1,23, 1,77
12-13 années	1,17*	1,01, 1,35
14 années et plus†	1,00	...
Mortalité post-néonatale		
0-10 années	2,55*	1,89, 3,45
11 années	2,11*	1,51, 2,96
12-13 années	1,20	0,89, 1,62
14 années et plus†	1,00	...

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

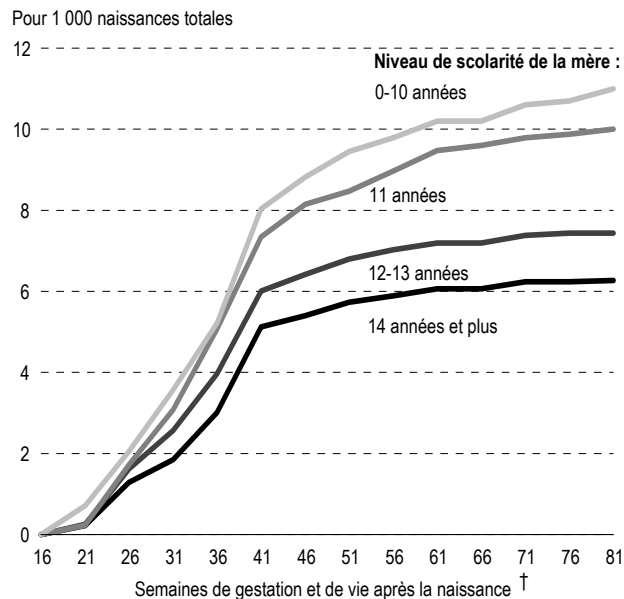
... Sans objet

* $p < 0,05$

mortalité infantile (tableau 1). Par exemple, ces taux sont plus élevés chez les mères de moins de 20 ans ou de plus de 34 ans et chez celles qui ne sont pas mariées. Ils sont également plus élevés pour les premiers enfants ainsi que les quatrièmes enfants et plus. Enfin, ils sont plus élevés pour les garçons que pour les filles.

Pourtant, même après ajustement pour tenir compte de l'âge, de l'état matrimonial et de la parité de la mère, ainsi que du sexe de l'enfant, les effets du niveau de scolarité de la mère sur la mortalité fœtale et infantile restent significatifs. Indépendamment du moment où survient le décès (de la période fœtale à la période post-néonatale), la cote exprimant le risque de décès est nettement plus élevée si la mère appartient à l'un des deux groupes de faible niveau de scolarité que si elle a au moins 14 années d'études (tableau 3).

Graphique 2
Mortalité cumulée, selon le nombre de semaines de gestation† et de vie après la naissance, le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991



Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Nombre de semaines de gestation complétées pour les mortinaissances; nombre de semaines de gestation complétées à la naissance plus les semaines de vie après la naissance dans le cas de naissances vivantes.

Mortalité selon la cause

Dans l'ensemble, les principales causes sous-jacentes de la mortalité fœto-infantile sont les états congénitaux (2,6 pour 1 000), l'asphyxie (2,3 pour 1 000) et l'immaturation (1,6 pour 1 000).

Si on compare les groupes pour lesquels les niveaux de scolarité de la mère sont le plus et le moins élevés, c'est d'abord pour l'asphyxie, puis pour la mort soudaine du nouveau-né (MSN) et enfin,

Tableau 3
Rapports non ajustés de cotes pour la mortalité fœtale et infantile, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991

Période fœtale/infantile Niveau de scolarité de la mère	Rapports de cotes†	Intervalle de confiance de 95 %
Mortalité fœtale		
0-10 années	1,72*	1,33, 2,23
11 années	1,60*	1,22, 2,08
12-13 années	1,26*	1,02, 1,55
14 années et plus‡	1,00	...
Mortalité néonatale précoce		
0-10 années	1,47*	1,11, 1,93
11 années	1,47*	1,11, 1,96
12-13 années	1,11	0,89, 1,39
14 années et plus‡	1,00	...
Mortalité périnatale		
0-10 années	1,60*	1,33, 1,93
11 années	1,54*	1,27, 1,87
12-13 années	1,19*	1,02, 1,38
14 années et plus‡	1,00	...
Mortalité néonatale		
0-10 années	1,42*	1,10, 1,82
11 années	1,42*	1,10, 1,83
12-13 années	1,14	0,93, 1,40
14 années et plus‡	1,00	...
Mortalité périnatale étendue		
0-10 années	1,56*	1,30, 1,87
11 années	1,50*	1,25, 1,81
12-13 années	1,20*	1,03, 1,39
14 années et plus‡	1,00	...
Mortalité post-néonatale		
0-10 années	1,67*	1,20, 2,33
11 années	1,61*	1,14, 2,28
12-13 années	1,06	0,78, 1,43
14 années et plus‡	1,00	...

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Corrigé pour tenir compte de l'âge et de la parité de la mère, de l'état matrimonial, ainsi que du sexe de l'enfant.

‡ Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

... Sans objet

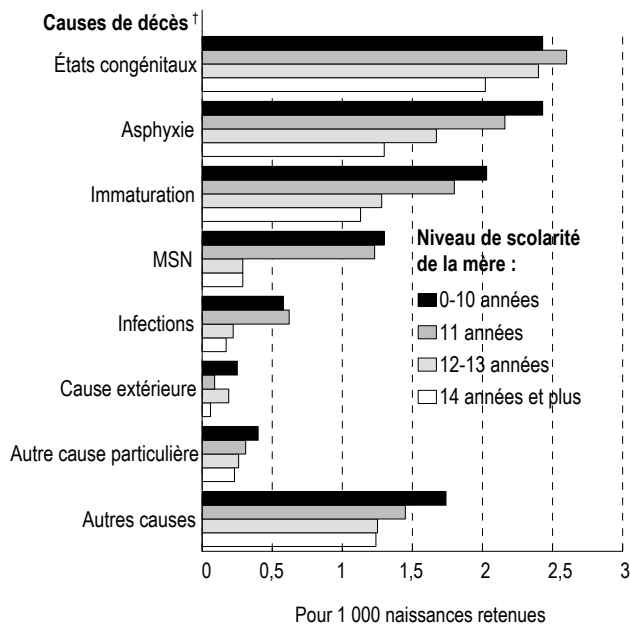
* $p < 0,05$

pour l'immaturation, que l'on observe les écarts absolus les plus prononcés entre les taux (graphique 3). En revanche, on observe les écarts relatifs les plus importants entre les taux (rapports de taux — données non présentées) pour la MSN, suivie par les causes extérieures, puis par les infections.

Il existe un fort lien entre le niveau de scolarité de la mère et la mortalité fœtale ou infantile due à plusieurs causes particulières. Les bébés dont la mère a étudié moins de 12 années courent un risque particulièrement élevé de MSN, comparativement à ceux dont la mère a fait plus d'études (tableau 4, données non ajustées). En revanche, on ne constate aucun lien entre le niveau de scolarité de la mère et la mortalité due aux états congénitaux, qui sont la cause principale de mortalité fœto-infantile. La variation du risque de mortalité selon le niveau de scolarité de la mère est manifeste pour les causes extérieures, mais il faut interpréter les résultats avec prudence, puisque on n'a observé que 25 cas.

Lorsqu'on tient compte des effets de l'âge, de l'état

Graphique 3
Taux de mortalité fœtale et infantile par cause, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991



Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Voir tableau A en annexe

Tableau 4
Estimations par régression de Cox du rapport de risques de mortalité, selon la cause de décès et le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991

Cause du décès	Non ajusté		Ajusté [†]	
	Rapports de risques	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de risques	Intervalle de confiance de 95 %
Toutes les causes de mortalité fœto-infantile				
0-10 années	1,76*	1,52, 2,04	1,62*	1,38, 1,90
11 années	1,59*	1,35, 1,87	1,52*	1,29, 1,79
12-13 années	1,19*	1,04, 1,36	1,18*	1,03, 1,35
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
Toutes les causes de mortalité infantile[§]				
0-10 années	1,83*	1,53, 2,20	1,52*	1,24, 1,85
11 années	1,65*	1,35, 2,01	1,48*	1,20, 1,82
12-13 années	1,16	0,98, 1,36	1,11	0,94, 1,31
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
États congénitaux				
0-10 années	1,21	0,90, 1,63	1,17	0,85, 1,60
11 années	1,25	0,91, 1,71	1,22	0,89, 1,68
12-13 années	1,19	0,94, 1,51	1,19	0,94, 1,51
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
États liés à l'asphyxie				
0-10 années	1,86*	1,35, 2,57	2,04*	1,45, 2,88
11 années	1,60*	1,12, 2,29	1,72*	1,19, 2,48
12-13 années	1,31	0,98, 1,74	1,37*	1,03, 1,83
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
États liés à l'immaturation				
0-10 années	1,87*	1,31, 2,66	1,86*	1,27, 2,72
11 années	1,60*	1,08, 2,37	1,65*	1,10, 2,47
12-13 années	1,21	0,88, 1,67	1,27	0,92, 1,75
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
MSN[§]				
0-10 années	4,53*	2,62, 7,83	1,74	0,95, 3,18
11 années	4,28*	2,41, 7,60	2,33*	1,28, 4,24
12-13 années	1,00	0,53, 1,89	0,72	0,38, 1,37
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
Infections				
0-10 années	3,33*	1,58, 7,04	2,43*	1,08, 5,47
11 années	3,55*	1,64, 7,67	2,92*	1,31, 6,48
12-13 années	1,29	0,60, 2,79	1,17	0,54, 2,55
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
Causes extérieures				
0-10 années	4,41*	1,29, 15,05	3,69	0,98, 13,85
11 années	1,53	0,28, 8,35	1,36	0,24, 7,64
12-13 années	3,33*	1,07, 10,33	3,14*	1,00, 9,85
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
Autre cause particulière et autres causes				
0-10 années	1,50*	1,08, 2,08	1,44*	1,02, 2,05
11 années	1,25	0,86, 1,81	1,18	0,81, 1,74
12-13 années	1,02	0,77, 1,37	1,02	0,76, 1,37
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

† Corrigé pour tenir compte de l'âge et de la parité de la mère, de l'état matrimonial, ainsi que du sexe de l'enfant.

‡ Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de risques est toujours égal à 1,00.

§ Repose sur les naissances vivantes seulement.

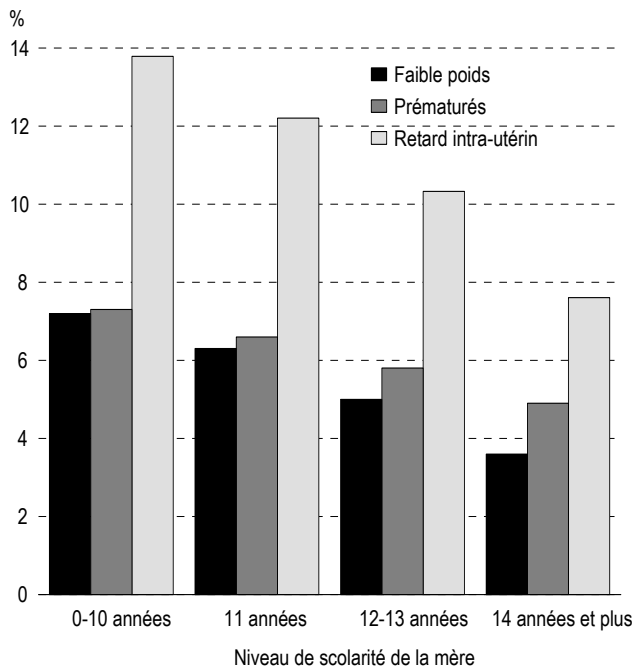
... Sans objet

* $p < 0,05$

matrimonial et de la parité de la mère ainsi que du sexe de l'enfant, le risque relatif (rapports de risques) de mortalité due à l'asphyxie, l'immaturation ou une infection reste environ deux fois plus élevé pour les nouveau-nés dont la mère a moins de 12 années d'études que pour ceux dont la mère compte 14 années d'études et plus (tableau 4, données ajustées). Cependant, l'intensité du lien entre le niveau de scolarité de la mère et la MSN diminue quand on corrige les données pour tenir compte de ces facteurs confusionnels. Par exemple, pour les enfants dont la mère a étudié 11 années, le rapport des risques passe de 4,3 avant la correction à 2,3 après celle-ci. Cette diminution du risque relatif pourrait tenir, en partie, au fait que les mères moins instruites sont plus susceptibles que les autres d'être des adolescentes non mariées, deux facteurs associés à un risque relatif élevé de MSN³⁰.

Graphique 4

Nouveau-nés présentant un faible poids de naissance, prématurés ou ayant un retard de croissance intra-utérin, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances vivantes simples, Québec, 1990-1991



Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

Facteurs intermédiaires

Il existe aussi une corrélation inverse entre le niveau de scolarité de la mère et le faible poids de naissance, la naissance prématurée et l'insuffisance du poids de naissance par rapport à l'âge gestationnel^{7, 13, 15-18}. Par exemple, la proportion de bébés ayant un faible poids de naissance diminue régulièrement à mesure que le niveau de scolarité de la mère augmente, passant de 7,2 % pour les mères ayant 10 années d'étude ou moins à 3,6 % pour celles qui en comptent au moins 14 (graphique 4). La cote exprimant le risque d'avoir un enfant de faible poids de naissance, qu'il naisse prématurément ou qu'il ait un poids insuffisant par rapport à son âge gestationnel est nettement plus élevée lorsque la mère a moins de 14 années d'études, que les chiffres soient ajustés ou non pour tenir compte de l'âge de la mère, de son état matrimonial, de la parité et du sexe de l'enfant (tableau 5).

Tableau 5

Rapports de cotes pour le faible poids à la naissance, la naissance prématurée et ayant un retard de croissance intra-utérin, selon le niveau de scolarité de la mère, naissances simples, Québec, 1990-1991

Issue de la grossesse/niveau de scolarité de la mère	Non ajusté		Ajusté [†]	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Faible poids à la naissance				
0-10 années	2,06*	1,94, 2,19	2,07*	1,94, 2,21
11 années	1,78*	1,66, 1,90	1,79*	1,67, 1,92
12-13 années	1,39*	1,32, 1,47	1,42*	1,34, 1,50
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
Naissance prématurée				
0-10 années	1,53*	1,44, 1,62	1,48*	1,39, 1,58
11 années	1,36*	1,28, 1,45	1,35*	1,26, 1,44
12-13 années	1,20*	1,15, 1,26	1,21*	1,15, 1,27
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...
Retard de croissance intra-utérin				
0-10 années	1,94*	1,86, 2,03	2,04*	1,95, 2,15
11 années	1,69*	1,61, 1,78	1,73*	1,65, 1,82
12-13 années	1,40*	1,35, 1,46	1,43*	1,38, 1,49
14 années et plus [‡]	1,00	...	1,00	...

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

[†] Corrigé pour tenir compte de l'âge et de la parité de la mère, de l'état matrimonial ainsi que du sexe de l'enfant.

[‡] Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

... Sans objet

* $p < 0,05$

Le faible poids de naissance, la naissance prématurée et l'insuffisance du poids de naissance par rapport à l'âge gestationnel posent un risque élevé de mortalité fœtale ou infantile. Par exemple, les nouveau-nés pesant moins de 2 500 g représentent à peine 5 % des naissances simples pour lesquels le poids du nouveau-né est connu, mais ils comptent pour 60 % des morts fœtales et néonatales (données non présentées).

Si l'on tient compte de l'effet du poids de naissance ou celui de l'âge gestationnel et de la croissance fœtale, les écarts liés au niveau de scolarité de la mère entre les taux de mortalité fœtale et infantile à divers âges s'effacent pour les deux groupes de mères ayant un faible niveau de scolarité (rapports de cotes voisins de 1,0), sauf pour la période post-néonatale (rapports de cotes de 1,4) (tableau 6). Les facteurs susmentionnés sont les variables intermédiaires clés qui influent fortement sur l'association entre le niveau de scolarité de la mère et la mortalité fœtale et infantile.

Possibilités d'amélioration

En supposant que l'on puisse obtenir pour toutes les catégories des taux de mortalité fœtale et infantile ou d'autres issues défavorables de la grossesse (faible poids de naissance, naissance prématurée et insuffisance du poids de naissance par rapport à l'âge gestationnel) aussi faibles que pour les femmes comptant au moins 14 années d'études, une forte proportion des événements observés seraient donc « en surnombre » et probablement évitables (graphique 5 et tableau B en annexe). Les enfants nés d'une mère ayant au moins 14 années d'études représentent 38 % de tous les enfants mis au monde par des mères dont on connaît le niveau de scolarité.

Si les taux de mortalité fœtale et infantile avaient été pour toutes les mères ceux observés pour les mères ayant les plus scolarisées, le nombre de nouveau-nés présentant un faible poids de naissance aurait diminué de 27 %. Pareillement, 15 % des naissances prématurées et 24 % des naissances d'enfants présentant une insuffisance de poids par rapport à l'âge gestationnel auraient pu être évitées. La surmortalité se chiffre à 20 %, la mortalité post-néonatale étant celle pour laquelle la réduction

pourrait être la plus forte (31 %). Quant aux causes de mortalité, c'est pour la MSN et pour les infections ou les causes extérieures que la surmortalité est la plus forte (48 % dans les deux cas).

Puisqu'on observe les taux les plus élevés de mortalité fœtale et infantile et d'autres issues défavorables de la grossesse chez les enfants nés de mères ayant moins de 12 années d'études, les nombres correspondants de décès en surnombre

Tableau 6
Rapports de cotes pour la mortalité fœtale et infantile, selon le niveau de scolarité de la mère ajusté pour tenir compte de certaines issues défavorables de la grossesse, naissances simples, Québec, 1990-1991

Période fœtale et infantile/niveau de scolarité de la mère	Rapports de cotes [†]	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes [‡]	Intervalle de confiance de 95 %
Mortalité fœtale				
0-10 années	1,07	0,79, 1,45	1,12	0,84, 1,49
11 années	1,22	0,90, 1,67	1,18	0,88, 1,59
12-13 années	1,09	0,85, 1,39	1,06	0,84, 1,33
14 années et plus [§]	1,00	...	1,00	...
Mortalité néonatale précoce				
0-10 années	0,99	0,73, 1,34	0,92	0,68, 1,25
11 années	1,11	0,81, 1,52	1,07	0,78, 1,47
12-13 années	0,92	0,71, 1,18	0,88	0,69, 1,13
14 années et plus [§]	1,00	...	1,00	...
Mortalité périnatale				
0-10 années	1,03	0,83, 1,29	1,02	0,82, 1,27
11 années	1,17	0,93, 1,47	1,13	0,90, 1,41
12-13 années	1,00	0,83, 1,20	0,97	0,81, 1,15
14 années et plus [§]	1,00	...	1,00	...
Mortalité néonatale étendue				
0-10 années	0,95	0,72, 1,26	0,93	0,70, 1,22
11 années	1,07	0,80, 1,43	1,06	0,80, 1,41
12-13 années	0,96	0,77, 1,20	0,93	0,74, 1,16
14 années et plus [§]	1,00	...	1,00	...
Mortalité post-néonatale				
0-10 années	1,39	0,98, 1,96	1,40	1,00, 1,96
11 années	1,35	0,94, 1,94	1,38	0,97, 1,97
12-13 années	0,93	0,68, 1,27	0,95	0,70, 1,29
14 années et plus [§]	1,00	...	1,00	...

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

[†] Ajusté pour tenir compte de l'âge et la parité de la mère, de l'état matrimonial, ainsi que du sexe de l'enfant, de l'âge gestationnel et de la croissance fœtale.

[‡] Ajusté pour tenir compte de l'âge et de la parité de la mère, de l'état matrimonial, ainsi que du sexe de l'enfant et du poids à la naissance.

[§] Catégorie de référence, pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

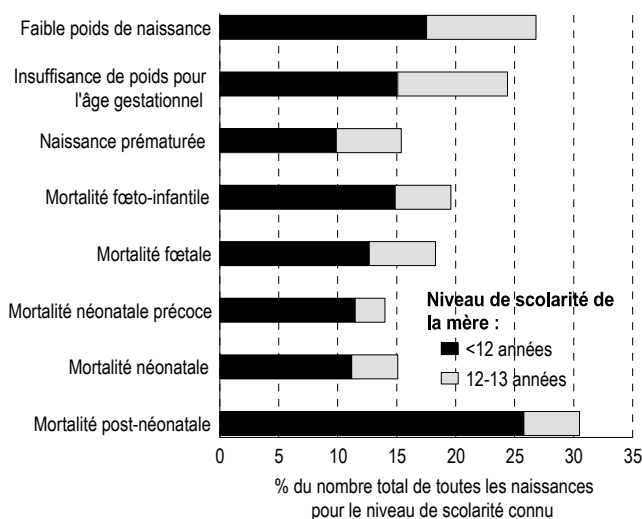
... Sans objet

Limites

On ne peut pas nécessairement extrapoler ces résultats au niveau canadien, puisque cette analyse ne porte que sur les données du Québec. À Terre-Neuve, les médecins ont commencé à consigner des renseignements sur le niveau de scolarité de la mère sur l'avis de naissance, mais il n'existait pas de données pour les années observées dans cette analyse.

Le fait de calculer les événements en surnombre en utilisant uniquement les naissances pour lesquelles on connaît le niveau de scolarité de la mère, pourrait produire une sous-estimation du nombre d'événements en surnombre et du % CDF si, comme cela est vraisemblable, la proportion de naissances et d'issues défavorables de la grossesse pour lesquelles on ne connaît pas le niveau de scolarité de la mère est nettement plus forte pour les groupes où le niveau de scolarité de la mère est le plus faible.

Graphique 5
Issues défavorables de la grossesse en surnombre par rapport aux taux de natalité chez les mères comptant au moins 14 années d'études, naissances simples, Québec, 1990-1991



Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

sont également plus élevés. Alors que ce groupe d'enfants représente un peu plus du quart (28 %) de toutes les naissances pour lesquelles on connaît le niveau de scolarité de la mère, il constitue environ les deux tiers des naissances en surnombre d'enfants de faible poids, de prématurés et d'enfants présentant une insuffisance de poids par rapport à l'âge gestationnel. En outre, 69 % des morts fœtales en surnombre et 80 % des morts infantiles en surnombre, y compris 85 % des décès post-néonataux et 100 % des décès dus à la MSN en surnombre surviennent chez les enfants de ce groupe.

Tabagisme et grossesse à l'adolescence

La consommation de cigarettes durant la grossesse est considérée comme étant, un facteur de risque important, bien que modifiable, de mortalité périnatale, de faible poids à la naissance, de naissance prématurée et de poids de naissance insuffisant par rapport à l'âge gestationnel^{7,31,32}. Les femmes peu scolarisées sont plus susceptibles que celles qui le sont plus de fumer avant et pendant la grossesse et de fumer beaucoup³³⁻³⁶.

Une étude récente sur les soins périnataux en Nouvelle-Écosse indique que le tabagisme durant la grossesse double le risque de mettre au monde un enfant de faible poids de naissance et que les mères adolescentes et les mères célibataires sont plus susceptibles que les autres de fumer durant la grossesse³⁷. Cette analyse des données québécoises montre que les mères adolescentes et les mères célibataires ont tendance à être les moins scolarisées. Néanmoins, même si on tient compte de l'effet de l'âge, de la parité et de l'état matrimonial de la mère ainsi que du sexe de l'enfant, l'incidence du niveau de scolarité de la mère sur le taux de nouveau-nés présentant un faible poids de naissance reste importante et significative. Il est probable que des différences de comportement à l'égard du tabagisme expliquent, du moins en partie, la variation du taux de nouveau-nés ayant un faible poids de naissance et, en dernière analyse, du taux de mortalité fœtale et infantile selon le niveau de scolarité de la mère.

En Suède, on attribue partiellement la surmortalité infantile chez les mères les moins instruites à la grossesse à l'adolescence, puisque les mères très jeunes ont tendance à recevoir des soins médicaux inadéquats parce qu'elles « prennent du temps à admettre la grossesse ou refusent d'accepter l'intervention proposée », même si l'accès aux soins médicaux est universel^{11,38}. Une étude menée récemment au Canada indique que des écarts liés au revenu persistent en ce qui concerne le recours aux soins prénataux à Winnipeg et indique que « le régime universel d'assurance-santé n'élimine pas les obstacles à l'accès »³⁹. Cependant, dans le cas de l'étude réalisée au Québec, peu d'enfants sont nés de mères adolescentes et ces naissances semblent n'expliquer qu'une faible proportion de la variation totale de la mortalité fœtale et infantile selon le niveau de scolarité de la mère.

Couplage de naissance et de décès

On a exécuté le couplage des enregistrements de naissance et de décès à l'aide de la version pour macro-ordinateur du Système généralisé de couplage d'enregistrements GLRS V1, fondé sur le modèle de Fellegi et Sunter^{26,40-42}. On a attribué un code phonétique (NYSIIS) aux noms de famille figurant dans les enregistrements afin de tenir compte des fautes d'orthographe éventuelles. Les fichiers ont subi trois passages en machine. Durant chaque passage, le système n'a comparé que les enregistrements figurant dans une même « pochette », définie par 1) le nom de famille phonétique selon le code NYSIIS et le code de sexe, 2) la date de naissance et le code de sexe ou 3) la date de naissance uniquement. On a établi des règles pour comparer les éléments communs aux deux fichiers. Les zones communes incluent le nom de famille, les prénoms, les variables géographiques, les données personnelles sur le père et sur la mère; le poids de naissance, etc. Pour déterminer, en cas de couplage, si les enregistrements provenant des deux bases de données se rapportaient à un même sujet, on a calculé un indice fondé sur le degré de concordance des enregistrements. Puis, on a fixé les seuils à atteindre pour qu'on puisse considérer le couplage comme un appariement valide ou comme un appariement possible. Enfin, on a procédé à un examen manuel pour déterminer quels appariements il conviendrait d'accepter. Au besoin, on a consulté des copies des documents sources (enregistrements de naissance et de décès) pour obtenir des renseignements supplémentaires.

Le niveau de scolarité est une variable importante à cause non seulement de ses effets directs, mais aussi de son interaction avec de nombreux autres facteurs ayant un effet direct ou indirect sur la santé, comme l'adéquation du revenu, le meilleur état de santé de la mère avant la conception, la bonne alimentation durant la grossesse et après l'accouchement, l'accès réel à des soins pré-nataux et post-nataux, la connaissance des facteurs de risque et l'évitement des comportements à risque.

Mot de la fin

Le Québec affiche des taux de mortalité fœtale et infantile qui comptent parmi les plus faibles au Canada. Cependant, on continue d'observer une variation marquée de la mortalité fœtale et infantile selon le niveau de scolarité de la mère, malgré la mise en place, depuis de nombreuses années, d'un régime de soins de santé de qualité et à accès universel subventionné par l'État. Si pour toutes les mères, le taux de mortalité fœtale et infantile était aussi faible que celui observé au Québec pour les mères les plus scolarisées, le nombre total de morts fœtales et infantiles diminuerait d'un cinquième et le nombre de morts post-néonatales, de pratiquement un tiers.

L'effet du niveau de scolarité de la mère sur la mortalité fœtale et infantile tient, en grande partie, aux facteurs intermédiaires clés que sont le faible poids de naissance, la naissance prématurée et le poids de naissance insuffisant par rapport à l'âge gestationnel. Par conséquent, pour faire baisser la mortalité fœtale et infantile, il faudra lutter contre les causes de ces facteurs intermédiaires. Rompre le lien entre le niveau de scolarité de la mère et les facteurs de risque connexes, comme le tabagisme, permettrait de réduire encore davantage le taux déjà faible de mortalité fœtale et infantile au Québec. La surmortalité est anormalement élevée chez les mères ayant moins de 12 années d'étude, particulièrement durant la période post-néonatale et pour les causes de nature non congénitale, et c'est celui qui semble offrir le plus de possibilités d'amélioration. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Statistique Québec de leur avoir fourni les données sur le niveau de scolarité des mères. Par l'intermédiaire du système canadien de surveillance périnatale, Santé Canada a subventionné le couplage des enregistrements de naissance de la Base canadienne de données sur la natalité aux enregistrements de décès de la Base canadienne de données sur la mortalité.

Références

1. Statistique Canada, *Naissances et décès 1995*, (n° 84-210-XMB au catalogue) Ottawa, Ministère de l'Industrie, 1997.
2. F. Nault, « Mortalité infantile et faible poids à la naissance de 1975 à 1995 », *Rapports sur la santé*, 9(3), 1997, p. 39-45 (Statistique Canada, n°82-003-XPB au catalogue).
3. B. Williams, « Social approach to lowering infant mortality: lessons from the European experience », *Journal of Public Health Policy*, printemps, 1994, p. 18-25.
4. R. Wilkins, G.J. Sherman et P.A. Best, « Issues de grossesse défavorables et mortalité infantile selon le revenu en régions urbaines au Canada en 1986 », *Rapports sur la santé*, 3(1), 1991, p. 7-31 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. J.C. Kleinman et J.H. Madans, « The effects of maternal smoking, physical stature, and educational attainment on the incidence of low birth weight », *American Journal of Epidemiology*, 121, 1985, p. 843-855.
6. B.G. Link et J.C. Phelan, « Editorial: Understanding sociodemographic differences in health – the role of fundamental social causes », *American Journal of Public Health*, 86(4), 1996, p. 471-473.
7. M.S. Kramer, « Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis », *Bulletin of the World Health Organization*, 65(5), 1987, p. 663-737.
8. L.S. Bakketeig, J. Hoffman et A.R. Oakley, « Perinatal mortality », (s. la dir.de) M.B. Bracken, *Perinatal Epidemiology*, New York, NY, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1984, p. 99-151.
9. G. Singh et S.M. Yu, « Infant mortality in the United States, differentials, and projections, 1950 through 2010 », *American Journal of Public Health*, 85(7), 1995, p. 957-964.
10. L.S. Bakketeig, S. Cnattingius et L.B. Knudsen, « Socioeconomic differentials in fetal and infant mortality in Scandinavia », *Journal of Public Health Policy*, 14(1), 1993, p. 82-90.
11. C.J. Hogue et M.A. Hargraves, « Class, race, and infant mortality in the United States », *American Journal of Public Health*, 83(1), 1993, p. 9-12.
12. M. Nordström, S. Cnattingius et B. Haglund, « Social differences in Swedish infant mortality by cause of death, 1983 to 1986 », *American Journal of Public Health*, 83(1), 1993, p. 26-30.
13. L. Köhler, « Infant mortality: the Swedish experience », *Annual Review of Public Health*, 12, 1991, p. 177-193.
14. J. Golding, The epidemiology of perinatal death, (s. la dir. de) M.K. Kiely, *Reproductive and Perinatal Epidemiology*, Boca Raton, Les Presses de CRC, 1991, p. 401-438.
15. J. Silins, R.M. Semenciw, H.I. Morrison *et al.*, « Risk factors for perinatal mortality in Canada », *Journal de l'association médicale canadienne*, 133(15), 1985, p. 1214-1219.
16. J.L. Kiely et M. Susser, « Preterm birth, intrauterine growth retardation, and perinatal mortality », *American Journal on Public Health*, 82(3), 1992, p. 343-345.
17. J. Kline, Z. Stein et M. Susser, *Conception to Birth: Epidemiology of Prenatal Development*, New York, NY, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1989.
18. N. Paneth, « The problem of low birth weight », *The Future of Children*, 5(1), 1995, p. 19-34.
19. P.L. Liberatos et J.L. Kiely, « Selected issues in the evaluation of prenatal care », (s. la dir. de) M.K. Kiely, *Reproductive and Perinatal Epidemiology*, Boca Raton, Les Presses de CRC, 1991, p. 9-97.
20. B. Rockhill, B. Newman et C. Weinberg, « Commentary: use and misuse of population attributable fractions », *American Journal of Public Health*, 88(1), 1988, p. 15-19.
21. M.E. Northridge, « Annotation: public health methods — attributable risk as a link between causality and public health action », *American Journal of Public Health*, 85(1), 1995, p.1202-1204.
22. J.L. Kelsey, A.S. Whittemore, A.S. Evans *et al.*, *Methods in Observational Epidemiology*, 2e édition, New York, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1996, p. 38-39.
23. J.J. Schlesselman et P.D. Stolley, *Case-Control Studies*, New York, NY, Les Presses de l'Université d' Oxford, 1982.
24. C. Paré, B. Harry, N. Brassard *et al.*, *Comité d'enquête sur la mortalité et la morbidité périnatales: 1992*, Rapport, Montréal, Collège des médecins du Québec, 1995.
25. I.B. Pless, « Child health in Canada », *Pediatrics*, 86, supplément, 1990, p. 1027-1032.
26. H.B. Newcombe, *Handbook of Record Linkage: Methods for Health and Social Statistics, Administration and Business*, Oxford, Royaume-Uni, Les Presses de l'Université d'Oxford, 1988.
27. T.E. Arbuckle, R. Wilkins et G.J. Sherman, « Birth weight percentiles by gestational age in Canada », *Obstetrics and Gynecology*, 81, 1993, p. 39-48.
28. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la neuvième révision, 1975, Organisation mondiale de la santé, Genève, OMS, 1977.
29. B. Hartford, « Definitions, standard, data quality, and comparability », *Proceeding of the International Collaborative Effort on Perinatal and Infant Mortality*, Volume 3, Bethesda, Maryland, National Center for Health Statistics, 1990.

30. W. Millar et G. Hill, « Prevalence of and risk factors for sudden infant death syndrome in Canada », *Journal de l'association médicale canadienne*, 149(5), 1993, p. 629-635.
31. K.M. Rasmussen et B. Adams, « Annotation: Cigarette smoking, nutrition, and birthweight », *American Journal of Public Health*, 87(4), 1997, p. 543-544.
32. P. Dolan-Mullen, G. Ramirez et J.Y. Groff, « A meta-analysis of randomised trials of prenatal smoking cessation interventions », *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 171, 1994, p. 1328-1334.
33. J.C. Kleinman et J.L. Kiely, « Postneonatal mortality in the United States: An international perspective », *Pediatrics*, 86, supplément, 1990, p.1091-1097.
34. L. Latulippe, S. Marcoux, J. Fabia *et al.*, « Smoking during labour », *Canadian Journal of Public Health*, 83(3), 1992, p. 184-187.
35. P.J. Stewart et G.C. Dunkley, « Smoking and health care patterns among pregnant women », *Journal de l'association médicale canadienne*, 133(10), 1990, p. 989-994.
36. P.J. Stewart, J. Potter, C. Dulberg *et al.*, « Change in smoking prevalence among pregnant women in 1982-93 », *Canadian Journal of Public Health*, 86(1), 1995, p. 37-41.
37. A. Allen, R. Attenborough, L. Dodds *et al.*, *Perinatal Care in Nova Scotia: 1988 to 1995*, A Report from the Nova Scotia Atlee Perinatal Database, Halifax, Reproductive Care Program of Nova Scotia, 1996.
38. U. Hogberg, S. Wall et D.E. Wiklund, « Perinatal mortality in a Swedish county 1980-1984. Mortality pattern and its amenability », *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 69(7-8), 1990, p. 567-573.
39. C. Mustard et N.P. Roos, « The relationship of prenatal care and pregnancy complication to birthweight in Winnipeg, Canada », *American Journal of Public Health*, 84(9), 1994, p. 1450-1457.
40. I.P. Fellegi et A.B. Sunter, « A theory of record linkage », *Journal of the American Statistical Association*, 40, 1969 p. 1183-1210.
41. H.B. Newcombe, M.E. Fair et P. Lalonde, « The use of names for linking personal records », *Journal of the American Statistical Association*, 87(420), 1992, p. 1193-1208.
42. T. Hill, *Generalized Iterative Record Linkage System*, Ottawa, Statistique Canada, 1981.

Annexe

Tableau A

Codes de la CIM-9[†] pour les causes de mortalité fœtale et infantile

États congénitaux	270-275, 277-279, 282, 284, 286-288, 330, 335, 343, 359, 394-411, 414-417, 424-426, 550-553, 560, 571, 572, 740-759, 777.1
États liés à l'asphyxie	761.6, 761.7, 762.0-762.2, 762.4-762.6, 763, 766-768, 770.1, 772.2, 779.0, 779.2
États liés à l'immaturation	761.3-761.5, 761.8, 761.9, 762.7, 764, 765, 769, 770.2-770.9, 772.1, 774, 777.5, 777.6, 778.2, 779.6, 779.8
Infections	001-139, 254.1, 320-326, 382, 420-422, 460-466, 475-477, 480-491, 510, 511, 513, 540, 541, 566, 567, 570, 572.0, 590, 591, 770.0, 771, 790
Autre état particulier	140-250, 251-253, 283, 331, 423, 430-432, 441, 442, 493, 494, 514-516, 556-559, 762.3, 762.8, 762.9, 772.0, 772.3-772.9, 773, 775, 776, 778.0, 779.4, 779.5
Mort soudaine du nouveau-né (MSN)	798, 799, E913
Cause extérieure [‡]	260-263, 507, E800-E912, E914-E999
Autres causes	Tous les autres codes

Source des données : Référence 29

[†] Classification internationale des maladies, des traumatismes et des causes de décès, neuvième révision (référence 28).

[‡] Les causes extérieures englobent tous les décès consécutifs à des traumatismes et à des empoisonnements (CIM-9, chapitre 17), sauf la suffocation mécanique accidentelle (E913), classifiée d'après les « événements, circonstances et conditions » qui les ont causés, ainsi que la malnutrition protéino-calorique (codes 260 à 263 de la CIM) et la pneumonite due à l'inhalation de solides ou de liquides (code 507 de la CIM).

Tableau B

Issues défavorables de naissances pour toutes les naissances pour lesquelles on connaît le niveau de scolarité de la mère, et les naissances dont la mère a moins de 12 années de scolarité, naissances simples, Québec, 1990-1991

Issue de la grossesse	Taux pour les naissances chez les mères ayant au moins 14 années d'études (1)	Toutes les naissances pour lesquelles on connaît le niveau de scolarité de la mère					Naissances chez les mères ayant moins de 12 années d'études					< 12 années en pourcentage du total (12)
		Issues défavorables					Issues défavorables					
		Naissances (2)	Observées (3)	Prévues (4)	En sur-nombre (5)	% CDF (6)	Naissances (7)	Observées (8)	Prévues (9)	En sur-nombre (10)	Fraction attribuable (11)	
Faible poids de naissance	0,03636	180 107	8 948	6 549	2 399	26,8	49 737	3 376	1 808	1 568	46,4	65,4
Naissance prématurée	0,04906	176 419	10 233	8 655	1 578	15,4	48 944	3 412	2 401	1 011	29,6	64,1
Retard de croissance intra-utérin	0,07606	173 914	17 491	13 228	4 263	24,4	48 137	6 294	3 661	2 633	41,8	61,8
Mortalité fœtale	0,00247	182 084	551	450	101	18,3	50 343	194	124	70	36,1	69,3
Mortalité néonatale précoce	0,00226	181 533	477	410	67	14,0	50 149	168	113	55	32,7	82,1
Mortalité néonatale	0,00276	181 533	590	501	89	15,1	50 149	204	138	66	32,4	74,2
Mortalité post-néonatale	0,00122	180 943	318	221	97	30,5	49 945	143	61	82	57,3	84,5
Mortalité périnatale	0,00472	182 084	1 028	859	169	16,4	50 343	362	238	124	34,3	73,4
Mortalité périnatale étendue	0,00522	182 084	1 141	950	191	16,7	50 343	398	263	135	33,9	70,7
Mortalité fœto-infantile	0,00644	182 084	1 459	1 173	286	19,6	50 343	541	324	217	40,1	75,9
Mortalité infantile	0,00398	181 533	908	723	185	20,4	50 149	347	200	147	42,4	79,5
Mort soudaine du nouveau-né (MSN)	0,00029	182 084	102	53	49	48,0	50 343	64	15	49	76,6	100,0
Asphyxie	0,00130	182 084	310	237	73	23,5	50 343	116	65	51	44,0	69,9
Immaturation	0,00113	182 084	255	206	49	19,2	50 343	97	57	40	41,2	81,6
Infection/cause extérieure	0,00023	182 084	81	42	39	48,1	50 343	39	12	27	69,2	69,2
État congénital	0,00202	182 084	416	368	48	11,5	50 343	126	102	24	19,0	50,0
Autre cause particulière/ autre cause	0,00147	182 084	295	268	27	9,2	50 343	99	74	25	25,3	92,6

Source des données : Enregistrements couplés des naissances et des morts infantiles, et enregistrements des mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité.

Nota : % CDF = Pourcentage de cas dus au facteur

$$(4)=(1)-(2); (5)=(3)-(4); (6)=100*(5)/(3); (9)=(1)*(7); (10)=(8)-(9); (11)=100*(10)/(8); (12)=100*(10)/(5).$$