



Maladies chroniques au Canada

Volume 22, n° 1
2001

Dans ce numéro

-
- 1 Tendances récentes de l'issue foeto-infantile des grossesses prolongées**
*Shi Wu Wen, K S Joseph, Michael S Kramer, Kitaw Demissie, Lawrence Oppenheimer,
Robert Liston et Alexander Allen, pour le Groupe d'étude de la mortalité foetale et infantile,
Système canadien de surveillance périnatale*
-
- 7 La durée des épisodes de dépression majeure dans la population
canadienne générale**
Scott B Patten
-
- 13 Tendances migratoires des cas de cancer en Alberta, Canada**
Juanita Hatcher et Marilou Hervas
-
- 19 Le fardeau économique des problèmes de santé mentale au Canada**
Thomas Stephens et Natacha Joubert
-
- 26 L'état d'entreposage des armes à feu longues gardées à domicile, au Québec**
Michel Lavoie, Lise Cardinal, Antoine Chapdelaine et Danielle St-Laurent
-
- 33 Recension de livre**
Design and Analysis of Cluster Randomization Trials in Health Research
Yang Mao (a fait la recension)

(suite au verso)

Notre mission est d'aider les Canadiens et les Canadiennes
à maintenir et à améliorer leur état de santé.

Santé Canada

Table des matières (suite)

34	Nouvelle ressource
35	Calendrier des événements
37	Examineurs en 2000
38	Index du volume 21, 2000

Information à l'intention des auteurs (*sur la couverture arrière intérieure*)



Tendances récentes de l'issue foeto-infantile des grossesses prolongées

Shi Wu Wen, K S Joseph, Michael S Kramer, Kitaw Demissie, Lawrence Oppenheimer, Robert Liston et Alexander Allen, pour le Groupe d'étude de la mortalité foetale et infantile, Système canadien de surveillance périnatale*

Résumé

Nous avons analysé toutes les naissances et les décès chez les nourrissons en 1985-1987 et en 1992-1994 dans tout le Canada, sauf l'Ontario et Terre-Neuve, afin d'évaluer l'impact potentiel de l'augmentation récente de la fréquence du déclenchement électif du travail pour les grossesses prolongées. Nous avons fait un couplage probabiliste des dossiers de décès de nourrissons (Base canadienne de données sur la mortalité) et des enregistrements de naissance correspondants (Base canadienne de données sur la natalité) pour les périodes 1985-1987 et 1992-1994. La mortalité foeto-infantile a chuté de 20 à 30 % entre 1985-1987 et 1992-1994 pour chaque semaine de gestation à partir de la 37^e semaine, mais aucune réduction supplémentaire n'a été observée dans le cas des grossesses prolongées. La mortalité foetale et infantile liée à l'asphyxie, la cause la plus probable de décès qui peut être prévenue par déclenchement du travail lorsque le terme est dépassé, n'a pas diminué pour les grossesses prolongées. Au contraire, une réduction importante de la mortalité liée à l'asphyxie a été observée à la 37^e et à la 38^e semaine au cours des mêmes périodes. Comme les décès intra-utérins et chez les nourrissons sont rares et que le nombre de grossesses dépassant 42 semaines de gestation a considérablement diminué en 1992-1994, il peut être inévitable que les résultats soient instables sur le plan statistique lorsque la mortalité dans ce groupe gestationnel est comparée.

Mots clés : déclenchement du travail; grossesse prolongée; mortalité

Introduction

Une grossesse est dite prolongée lorsque la période de gestation est d'au moins 42 semaines¹. La mortalité périnatale et la survenue de diverses complications obstétricales sont plus élevées dans les dépassements de terme que dans les grossesses à terme^{2,3}. Deux stratégies générales de prise en charge ont été élaborées pour réduire le risque d'issues défavorables : déclenchement électif du travail à la 41^e ou 42^e semaine de gestation, ou traitement essentiellement abstentionniste accompagné d'un monitoring foetal fréquent et d'un déclenchement

sélectif du travail. Les deux approches demeurent controversées⁴⁻⁹.

Les partisans du déclenchement électif du travail citent des données d'essais comparatifs randomisés montrant que le déclenchement du travail est associé à une réduction de la mortalité périnatale⁴⁻⁶. On se demande cependant si les résultats provenant d'essais comparatifs rigoureux sont applicables à la pratique courante et si le recours généralisé au déclenchement systématique du travail dans les grossesses prolongées ne contribuera pas à augmenter les taux de césarienne et la

Références de l'auteur

- Shi Wu Wen, Bureau de la santé génésique et de la santé de l'enfant, Centre de développement de la santé humaine, Santé Canada, Ottawa, Ontario; et Département d'obstétrique et de gynécologie et Programme d'épidémiologie clinique, Université d'Ottawa, Ottawa, Ontario
- KS Joseph, Département de pédiatrie, Faculté de médecine de l'université Dalhousie, Halifax, Nouvelle-Écosse.
- Michael S Kramer, Département de pédiatrie et d'épidémiologie et de biostatistique, Faculté de médecine de l'Université McGill, Montréal, Québec
- Kitaw Demissie, Department of Environmental and Community Health, Robert Wood Johnson School of Medicine, Piscataway, New Jersey
- Lawrence Oppenheimer, Département d'obstétrique et de gynécologie, Faculté de médecine, Université d'Ottawa, Ottawa, Ontario
- Robert Liston, Département d'obstétrique et de gynécologie, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver, Colombie-Britannique
- Alexander Allen, Département de pédiatrie, Faculté de médecine de l'université Dalhousie Halifax, Nouvelle-Écosse
- *Collaborateurs : Margaret Cyr (Statistique Canada), Martha Fair (Statistique Canada), Sylvie Marcoux (Université Laval), Brian McCarthy (CDC), Doug McMillan (ancien membre, Université de Calgary), Arne Ohlsson (Université de Toronto), Russell Wilkins (Statistique Canada)
- Correspondance : Dr. Shi Wu Wen, Bureau de la santé génésique et de la santé de l'enfant, Centre de développement de la santé humaine, Santé Canada, pré Tunney, IA 0701D, Ottawa, (Ontario) K1A 0L2; Fax: (613) 941-9927; Courriel : Shi_Wu_Wen@hc-sc.gc.ca

fréquence d'autres interventions obstétricales⁷⁻⁹. Malgré ces controverses, l'utilisation du déclenchement électif du travail dans les grossesses prolongées a beaucoup augmenté au Canada depuis le début des années 1990, surtout à la 41^e semaine de gestation⁶. Durant cette période, la seule différence apparente, à notre connaissance, dans les soins obstétricaux entre les grossesses prolongées et à terme au Canada était la tendance à déclencher le travail dans le premier cas mais non dans le second.

Une étude récente d'observation semble indiquer que la plus grande popularité du déclenchement électif du travail dans les grossesses prolongées a contribué au déclin de la mortalité foetale dans ce type de grossesses au Canada⁶. Cette étude n'a pas évalué cependant la mortalité infantile ni les causes de décès intra-utérins. Notre hypothèse est la suivante : si le déclenchement systématique et électif du travail au cours des dernières années avait eu des répercussions importantes sur l'issue des grossesses prolongées sous la forme d'une réduction de la mortalité foeto-infantile, de la mortalité liée à l'asphyxie comparativement à d'autres causes de décès et de la mortalité périnatale par rapport à la mortalité post-néonatale, cet effet serait plus manifeste dans le cas des grossesses prolongées que dans les grossesses à terme. Nous avons effectué une étude épidémiologique comportant un couplage des fichiers sur les naissances et les décès de nourrissons pour vérifier cette hypothèse.

Méthodologie

Nous nous sommes servis des données sur les naissances vivantes et les mortinaissances de la Base canadienne de données sur la natalité¹⁰ de Statistique Canada pour les années 1985-1994 et des données sur la mortalité foeto-infantile de la Base canadienne de données sur la mortalité pour les années 1985-1995. La mortalité foetale concerne les enfants mort-nés dont le poids à la naissance est ≥ 500 g ou dont l'âge gestationnel était de ≥ 20 semaines; la mortalité néonatale englobe les décès d'enfants nés vivants avant la 28^e journée complète de vie, la mortalité post-néonatale désigne la mortalité pendant la période qui s'étend de la 29^e à la 364^e journée complète de vie, et la mortalité infantile comprend les décès d'enfants nés vivants avant la 364^e journée complète de vie. Un couplage probabiliste a été effectué à l'aide des méthodes déjà validées pour établir un lien entre les enregistrements de décès de nourrissons et les enregistrements de naissance correspondants^{11,12}. Lorsque des couplages posaient des problèmes, nous avons effectué un examen manuel des documents pertinents d'enregistrement des naissances et des décès.

Les naissances en Ontario ont été exclues de l'analyse à cause de problèmes connus de qualité des données¹³. Les naissances à Terre-Neuve n'ont pas non plus été incluses dans l'analyse des tendances temporelles, parce que nous ne disposions pas de données pour cette province avant 1991. Les renseignements dans les fichiers couplés de naissances vivantes et de décès de nourrissons

ont fait l'objet de vérifications internes de la qualité des données, notamment de mesures visant à exclure les enregistrements en double.

Les données couplées sur les naissances et les décès ont permis la création de cohortes de naissances assorties de données de contrôle sur la mortalité au cours de la première année de vie. Nous avons ainsi suivi les enfants nés en 1985 tout au long de 1986 pour pouvoir calculer les taux de mortalité infantile. Aussi, même si la deuxième cohorte de naissances établie englobait les naissances vivantes en 1994, le suivi de la mortalité infantile chez les nouveau-nés de cette cohorte s'est prolongé jusqu'en 1995.

Pour les besoins de l'étude actuelle, seuls les enfants nés à terme ou ayant dépassé leur terme (c.-à-d. 37 semaines ou plus de gestation) ont été inclus dans l'analyse. Comme la mortalité foeto-infantile n'a cessé de diminuer au cours de la période d'étude de 10 ans et comme les différences entre les années successives étaient faibles, nous avons combiné les données sur les naissances entre 1985-1987 et les naissances entre 1992-1994 pour accroître la stabilité statistique des estimations. Nous avons calculé les taux de mortalité foetale, néonatale, post-néonatale et les taux de mortalité foeto-infantile globaux pour chaque semaine de gestation dans les deux périodes étudiées. Les risques relatifs et les intervalles de confiance à 95 % ont servi à comparer les taux de mortalité d'une période d'étude à l'autre, la période 1985-1987 servant de référence.

Nous avons analysé de plus la mortalité foeto-infantile associée à l'asphyxie, sur laquelle le déclenchement du travail aurait probablement le plus d'impact. Une seule cause sous-jacente de décès est consignée dans la Base canadienne de données sur la mortalité de Statistique Canada, qui est codée suivant le système de classification de la CIM-9 (Classification internationale des maladies). Nous avons utilisé le système de classification adopté par l'International Collaborative Effort on Perinatal and Infant Mortality¹⁴ pour regrouper les codes avec les entités cliniques qui peuvent mener directement ou indirectement à des décès par asphyxie. Au nombre de ces entités cliniques figurent la mort de la mère (CIM-9 761.6), la présentation anormale avant le travail CIM-9 761.7), le placenta praevia ou d'autres anomalies du placenta (CIM-9 762.0-762.2), la procidence du cordon ou des affections du cordon ombilical, autres et sans précision (CIM-9 762.4, 762.5, 762.6), l'accouchement et l'extraction par le siège (CIM-9 763.0), les troubles en rapport avec une longue gestation et un poids élevé à la naissance (CIM-9 766), un traumatisme obstétrical (CIM-9 767), l'hypoxie intra-utérine et l'asphyxie à la naissance (CIM-9 768), le syndrome d'aspiration massive (CIM-9 770.1), l'hémorragie sous-arachnoïdienne (CIM-9 772.2), les convulsions du nouveau-né (CIM-9 779.0), et le coma ou d'autres signes cérébraux anormaux (CIM-9 779.2).

Nous avons examiné l'impact sur la mortalité selon l'âge gestationnel que pouvait avoir la reclassification de

TABLEAU 1
Répartition des naissances à terme et des dépassements de terme selon l'âge gestationnel (combinant les mortinaissances et les naissances vivantes), pour tout le Canada sauf l'Ontario et Terre-Neuve, 1985-1987 et 1992-1994

Âge gestationnel (semaines)	1985-1987		1992-1994		Variation en %
	Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage	
37	33 143	4,76	40 444	5,69	+21,0
38	88 137	12,65	102 087	14,36	+14,8
39	136 154	19,54	153 215	21,56	+11,6
40	259 698	37,27	230 567	32,44	-12,0
41	95 505	13,71	104 147	14,65	+8,2
42	34 549	4,96	24 161	3,40	-30,5
≥43	2 878	0,41	956	0,13	-65,9

TABLEAU 2
Mortalité foetale, néonatale, post-néonatale, mortalité foeto-infantile totale et mortalité foeto-infantile causée par une affection liée à l'asphyxie selon l'âge gestationnel des enfants nés à terme et ayant dépassé leur terme, pour tout le Canada sauf l'Ontario et Terre-Neuve, 1985-1987 et 1992-1994*

Âge gestationnel	Mortalité foetale		Mortalité néonatale		Mortalité post-néonatale		Mortalité foeto-infantile		Mortalité foeto-infantile liée à l'asphyxie	
	1985-1987	1992-1994	1985-1987	1992-1994	1985-1987	1992-1994	1985-1987	1992-1994	1985-1987	1992-1994
37	232 (7,0)	205 (5,1)	134 (4,1)	139 (3,5)	129 (3,9)	121 (3,0)	495 (14,9)	465 (11,5)	143 (4,3)	124 (3,1)
38	297 (3,4)	255 (2,5)	204 (2,3)	174 (1,7)	270 (3,1)	259 (2,5)	771 (8,8)	688 (6,7)	184 (2,1)	156 (1,5)
39	239 (1,8)	239 (1,6)	213 (1,6)	167 (1,1)	296 (2,2)	256 (1,7)	748 (5,5)	662 (4,3)	167 (1,3)	160 (1,0)
40	360 (1,4)	280 (1,2)	349 (1,4)	189 (0,8)	515 (2,0)	353 (1,5)	1 224 (4,7)	822 (3,6)	257 (1,0)	200 (0,9)
41	157 (1,6)	146 (1,4)	141 (1,5)	98 (0,9)	200 (2,1)	130 (1,3)	498 (5,2)	374 (3,6)	105 (1,1)	100 (1,0)
42	84 (2,4)	47 (2,0)	67 (1,9)	44 (1,8)	81 (2,4)	29 (1,2)	232 (6,7)	120 (5,0)	57 (1,7)	37 (1,5)
≥43	23 (8,0)	5 (5,2)	7 (2,5)	3 (3,2)	8 (2,8)	0 (0,0)	38 (13,2)	8 (8,4)	13 (4,5)	5 (5,2)
≥41	264 (2,0)	198 (1,5)	215 (1,6)	145 (1,1)	289 (2,2)	159 (1,2)	768 (5,8)	502 (3,9)	175 (1,3)	142 (1,1)
Total	1 392 (2,1)	1 177 (1,8)	1 115 (1,7)	814 (1,2)	1 499 (2,3)	1 148 (1,8)	4 006 (6,2)	3 139 (4,8)	926 (1,4)	782 (1,2)

* La mortalité foetale concerne les enfants mort-nés dont le poids à la naissance est ≥ 500 g ou dont l'âge gestationnel est ≥ 20 semaines; la mortalité néonatale regroupe les décès d'enfants nés vivants avant la 28^e journée révolue de vie; la mortalité post-néonatale englobe les décès entre la 29^e et la 364^e journée complète de vie; la mortalité infantile renvoie aux décès d'enfants nés vivants avant la 364^e journée complète de vie.

l'âge gestationnel des enfants nés après terme, à cause du recours plus fréquent au déclenchement du travail à la 41^e semaine de gestation ou après⁶, puis nous avons effectué une analyse parallèle combinant toutes les naissances après 41 semaines ou plus et avons comparé les résultats avec ceux de l'analyse principale où les regroupements par âge gestationnel étaient plus détaillés (37, 38, 39, 40, 41, 42 et ≥ 43 semaines de gestation).

Résultats

Le nombre de naissances et de décès est présenté aux tableaux 1 et 2. Le nombre de naissances après 37, 38, 39 et 41 semaines de gestation était proportionnellement plus élevé par rapport à l'ensemble des naissances en 1992-1994 qu'en 1985-1987, mais la proportion diminuait après 40 semaines et, en particulier, après 42 et ≥ 43 semaines (tableau 1).

Le tableau 3 présente les résultats de la comparaison des taux de mortalité foeto-infantile entre 1985-1987 et 1992-1994. Le taux de mortalité foetale après 37 semaines a diminué de 28 % entre 1985-1987 et 1992-1994. La réduction des taux de mortalité foetale était de plus en plus importante à partir de la 40^e semaine, les taux étant réduits de 12 %, 15 %, 20 % et 35 % après la 40^e, 41^e, 42^e et passé la 43^e semaine de gestation, respectivement. Par ailleurs, la baisse de la mortalité néonatale était plus prononcée après 40 semaines (diminution de 39 % en 1992-1994 par rapport à 1985-1987, voir le tableau 3). Comparativement au nombre de naissances après 40 semaines, les baisses étaient plus faibles après 37, 38, 39 et 41 semaines, et il n'y avait pas de réduction statistiquement significative après 42 semaines (RR 0,94, IC à 95 % 0,64-1,37). À ≥ 43 semaines, une augmentation non significative a même été relevée. La mortalité post-néonatale déclinait après chaque semaine

TABLEAU 3
Risque relatif (intervalle de confiance à 95 %)* de décès intra-utérin (pour 1 000 naissances totales), de décès durant la période néonatale (pour 1 000 naissances vivantes), la période post-néonatale (pour 1 000 enfants ayant survécu au moins 28 jours), de décès intra-utérin et durant la première année de vie (pour 1 000 naissances totales) et de décès intra-utérin et durant la première année de vie lié à l'asphyxie (pour 1 000 naissances totales), selon l'âge gestationnel des enfants à terme et ayant dépassé leur terme, pour tout le Canada sauf l'Ontario et Terre-Neuve

Âge gestationnel	Mortalité foetale	Mortalité néonatale	Mortalité post-néonatale	Mortalité foeto-infantile	Mortalité foeto-infantile liée à l'asphyxie
37	0,72 (0,60, 0,87)	0,85 (0,67, 1,08)	0,77 (0,60, 0,98)	0,77 (0,67, 0,87)	0,71 (0,55, 0,91)
38	0,74 (0,63, 0,88)	0,74 (0,60, 0,90)	0,83 (0,70, 0,98)	0,77 (0,69, 0,85)	0,73 (0,59, 0,91)
39	0,89 (0,74, 1,06)	0,70 (0,57, 0,85)	0,77 (0,65, 0,91)	0,79 (0,71, 0,87)	0,85 (0,69, 1,06)
40	0,88 (0,75, 1,02)	0,61 (0,51, 0,73)	0,77 (0,67, 0,88)	0,75 (0,69, 0,83)	0,88 (0,73, 1,05)
41	0,85 (0,68, 1,07)	0,64 (0,49, 0,82)	0,60 (0,48, 0,74)	0,69 (0,60, 0,79)	0,87 (0,66, 1,15)
42	0,80 (0,56, 1,14)	0,94 (0,64, 1,37)	0,51 (0,33, 0,78)	0,74 (0,59, 0,92)	0,93 (0,61, 1,40)
≥ 43	0,65 (0,25, 1,72)	1,29 (0,33, 4,97)	0,00 (0,00, 2,03)	0,63 (0,30, 1,35)	1,16 (0,41, 3,24)
≥ 41	0,77 (0,64, 0,93)	0,69 (0,56, 0,85)	0,56 (0,47, 0,68)	0,67 (0,60, 0,75)	0,83 (0,73, 1,04)
Total	0,84 (0,78, 0,91)	0,72 (0,66, 0,79)	0,76 (0,70, 0,82)	0,78 (0,74, 0,81)	0,84 (0,76, 0,92)

* Taux pour 1992-1994 par opposition à 1985-1987; la mortalité foetale concerne les enfants mort-nés dont le poids à la naissance est ≥ 500 g ou dont l'âge gestationnel est ≥ 20 semaines; la mortalité néonatale regroupe les décès d'enfants nés vivants avant la 28^e journée révolue de vie; la mortalité post-néonatale englobe les décès entre la 29^e et la 364^e journée complète de vie; la mortalité infantile renvoie aux décès d'enfants nés vivants avant la 364^e journée complète de vie.

de gestation en 1992-1994 par rapport à 1985-1987; cette baisse était la plus notable après 41 semaines ou plus de gestation.

Le taux de mortalité foeto-infantile avait diminué de 20 à 30 % après chaque semaine de gestation en 1992-1994 par rapport à 1985-1987. La réduction après 41 semaines ou plus de gestation était légèrement supérieure à celle observée après 37 à 40 semaines, surtout à cause de la plus forte baisse des taux de mortalité post-néonatale pour ces durées de gestation.

De façon générale, la mortalité foeto-infantile associée à l'asphyxie était plus faible en 1992-1994 qu'en 1985-1987. La différence n'était cependant statistiquement significative que pour les 37^e et 38^e semaines de gestation. Les résultats de l'analyse combinant toutes les naissances après 41 semaines ou plus de gestation (deuxième rangée du bas, tableau 3) concordaient en général avec ceux obtenus à l'aide de catégories plus détaillées pour les grossesses prolongées.

Analyse

Notre étude a mis en évidence une augmentation modérée de la proportion d'accouchements après 41 semaines de gestation et une diminution importante de cette proportion après 42 semaines et après ≥ 43 semaines en 1992-1994 par rapport à 1985-1987. Ces changements sont probablement attribuables en partie à une meilleure évaluation de l'âge gestationnel grâce au recours plus fréquent à l'échographie en début de grossesse^{15,16}, bien que la plus grande fréquence du déclenchement du travail après ≥ 41 semaines ait nul doute joué également un rôle. Bien que nous n'ayons pas de données sur le

déclenchement du travail, une étude récente a fait ressortir une augmentation notable des taux de déclenchement du travail après 41 semaines à partir du début des années 1990 dans la majorité des hôpitaux canadiens étudiés⁶. La popularité croissante du déclenchement du travail dans le cas des grossesses prolongées après 1991 est probablement motivée en partie du moins par la publication de données d'essais comparatifs randomisés en faveur de cette pratique^{4,5} et par l'accès accru à des gels intracervicaux et vaginaux à base de prostaglandine pour faciliter la maturation du col⁶.

Durant la même période, nous avons observé une réduction relativement plus importante (mais statistiquement non significative) de la mortalité foetale après ≥ 41 semaines de gestation comparativement au taux après la 40^e ou la 39^e semaine. Cette observation concorde avec les résultats d'une étude canadienne récente⁶.

Il convient de noter que la baisse de la mortalité néonatale n'était pas plus marquée après 41 semaines qu'après 40 semaines, et qu'aucune diminution n'a été relevée après 42 ni après ≥ 43 semaines; en fait, après ≥ 43 semaines, une augmentation statistiquement non significative était observable (tableau 3). En général, les réductions plus fortes de la mortalité foetale ont été accompagnées par des baisses moins prononcées de la mortalité néonatale. Par exemple, la diminution de la mortalité foetale était plus marquée après 37 et 38 semaines qu'après 39 et 40 semaines, alors que l'inverse était vrai pour la diminution de la mortalité néonatale. Cette tendance à une plus faible réduction de la mortalité néonatale que de la mortalité foetale évoque

la possibilité que le recours plus fréquent aux interventions médicales telles que le déclenchement du travail peuvent avoir simplement retardé certains décès. Une autre explication tiendrait au fait que le déclenchement du travail peut être bénéfique dans certaines circonstances mais nocif dans d'autres.

La réduction de la mortalité post-néonatale en 1992-1994 par rapport à 1985-1987 était plus marquée après ≥ 41 semaines qu'après 37 à 40 semaines (tableau 3). Cette observation diffère des résultats d'essais comparatifs randomisés de l'efficacité du déclenchement du travail dans les grossesses prolongées qui ont porté sur la mortalité périnatale⁴. Il est possible que le déclenchement du travail contribue de façon plus importante à réduire la mortalité post-néonatale que la mortalité périnatale. Si c'est le cas, l'évaluation de l'efficacité du déclenchement du travail dans les grossesses prolongées devrait être élargie pour inclure la période post-néonatale.

Nous avons avancé l'hypothèse que le déclenchement du travail dans les grossesses prolongées aurait le plus d'impact sur la mortalité et la morbidité foeto-infantiles associées à l'asphyxie. Les réductions observées de la mortalité foeto-infantile attribuables à des troubles liés à l'asphyxie n'étaient cependant pas plus importantes après ≥ 41 semaines qu'à 40 semaines (tableau 3). Durant la période d'étude, la définition clinique de certaines affections liées à l'asphyxie telles que la détresse respiratoire peut avoir changé. Toutefois, notre étude antérieure basée sur les données consignées lors du départ de l'hôpital a montré que l'incidence de certains diagnostics codés comme la détresse respiratoire et le syndrome d'aspiration massive était assez stable durant la période visée par notre étude¹⁷. De plus, comme nous utilisons une définition assez large et englobante des décès associés à l'asphyxie, un tel changement dans la définition clinique a probablement eu un retentissement limité sur les résultats de notre étude.

Les résultats basés sur la population que nous vous avons obtenus devraient mieux refléter la pratique courante que les essais comparatifs. Nous reconnaissons les limites inhérentes à toute étude d'observation reposant sur des bases de données administratives. Des erreurs risquent de se glisser dans le codage de ces données¹⁸, erreurs qui peuvent être aléatoires ou résulter de biais systématiques. La méthodologie propre à une étude d'observation et l'absence d'information sur le déclenchement du travail dans les données fait en sorte que toute inférence concernant la relation entre le déclenchement du travail et la mortalité foeto-infantile est nécessairement indirecte. Qui plus est, comme les décès intra-utérins et les décès de nourrissons sont rares et que le nombre de grossesses dont le terme dépasse 42 semaines a diminué considérablement entre 1992 et 1994, il est inévitable d'obtenir des résultats statistiquement instables lorsqu'on compare la mortalité dans ce groupe de grossesses. Nos résultats sont néanmoins plausibles sur le plan biologique.

L'âge gestationnel approprié pour le déclenchement varie selon les essais et les lignes directrices. Dans le survol systématique effectué par Cochrane, il ressort des essais que le déclenchement du travail contribue à réduire la mortalité périnatale seulement s'il est pratiqué après 42 semaines de gestation⁴. La Société des obstétriciens et gynécologues du Canada avait recommandé au départ que l'on offre aux femmes entre la 41^e et la 42^e semaine de grossesse un déclenchement électif du travail¹⁹; en pratique, la tendance a été de provoquer l'accouchement plus près de la 41^e semaine que de la 42^e semaine⁶. La principale difficulté dans la prise en charge des grossesses prolongées tient peut-être à la détermination du moment exact où le terme devient «dépasse»⁹. Il est ainsi difficile d'établir un point limite rigide et arbitraire pour le déclenchement du travail.

Remerciements

Nous tenons à remercier les directeurs des registres de l'état civil des provinces et des territoires qui nous ont donné accès à leurs fichiers de données. Cette étude a été menée sous les auspices du Système canadien de surveillance périnatale.

Références

1. Bakketeig L, Bergjo P. Post-term pregnancy: magnitude of the problem. Dans : Chalmers I, Enkin M, Keirse MJNC, éd. *Effective care in pregnancy and childbirth*. Oxford (UK): Oxford University Press, 1989, pp. 765-75.
2. McClure Browne JC. Postmaturity. *Am J Obstet Gynecol* 1963;85:573-82.
3. Shime J, Gare DJ, Andrews J, Bertrand M, Salgado J, Whillans G. Prolonged pregnancy: surveillance of the fetus and the neonate and the course of labour and delivery. *Am J Obstet Gynecol* 1984;148:547-52.
4. Cowley P. Interventions for preventing or improving the outcome of delivery at or beyond term [survol de Cochrane]. Dans : *The Cochrane Library*; Issue 1, 1999. Oxford: Update Software.
5. Hannah ME, Hannah WJ, Hellman J, Hewson S, Milner R, Willan A and the Canadian Multicenter Post-term Pregnancy Trial Group: Induction of labour as compared with serial antenatal monitoring in post-term pregnancy. *N Engl J Med*. 1992; 326: 1587-92.
6. Sue-A-Quan AK, Hannah ME, Cohen MM, Foster GA, Liston RM. Effect of labour induction on rates of stillbirth and cesarean section in post-term pregnancies. *Can Med Assoc J* 1999;160:1145-9.
7. Luther ER. Post-dates and induction: Where are we now? *Reproductive Care Program of Nova Scotia Newsletter*, June 1996.
8. Keirse MJNC. Post-term pregnancy: New lessons from an unresolved debate. *Birth* 1993;20:102-5.
9. Sanders N, Paterson C. Effect of gestational age on obstetric performance: when is "term" over? *Lancet* 1991;338:1190-2.
10. Fair ME et Cyr M. La base de données canadienne sur les naissances : un nouvel outil de recherche pour étudier l'issue de la grossesse. *Rapports sur la santé* 1993; 5: 281-90.
11. Howe GR, Lindsay J. A generalized iterative record linkage computer system for use in medical follow-up studies. *Computer and Biomed Res* 1981;14:327-40.

12. Smith ME, Silins J. Generalized iterative record linkage system. Dans : *Proceedings of the American Statistical Association, Social Statistics Section*, 1981:128-37.
13. Joseph KS, Kramer MS. Recent trends in infant mortality rates and proportions of low-birth-weight live births in Canada. *Can Med Assoc J* 1997;157:535-41.
14. Cole S, Hartford RB, Bergsjö P, McCarthy B. International Collaborative Effort (ICE) on birth weight, plurality, perinatal and infant Mortality. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1989;68:113-7.
15. Kramer MS, McLean FH, Boyd ME, Usher RH. The validity of gestational age estimation by menstrual dating in term, preterm and post-term gestations. *JAMA* 1988;260:3306-8.
16. Goldenberg RL, Davis RO, Cutter GR, Hoffman HJ, Brumfield CG, Foster JM. Prematurity, postdates, and growth retardation: the influence of use of ultrasonography on reported gestational age. *Am J Obstet Gynecol* 1989;160:462-70.
17. Wen SW, Liu S, Fowler D. Trends and variations in neonatal length of in-hospital stay in Canada. *Can J Public Health* 1998;89:115-9.
18. Huston P, Naylor CD. Health services research: Reporting on studies using secondary data sources. *Can Med Assoc J* 1996;155:1697-702.
19. SOGC. Opinion d'un comité. *La grossesse prolongée*. Avril 1994:29. ■

La durée des épisodes de dépression majeure dans la population canadienne générale

Scott B Patten

Résumé

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) a permis de recueillir une foule de nouvelles données sur la dépression majeure dans la population canadienne générale. En plus d'inclure un bref prédicteur de la dépression majeure, elle posait aux sujets deux questions sur la durée des épisodes vécus au cours de l'année précédente, dont seulement une à l'ensemble des sujets. Étonnamment, un grand nombre des épisodes identifiés ont été de très courte durée. Dans le présent article, nous examinerons les données de l'ENSP sous un angle différent afin de dégager une perspective complémentaire sur les données relatives à la durée des épisodes. Pour notre analyse, nous nous sommes servis des données des cycles 1994-1995 et 1996-1997 de l'ENSP. Nous avons utilisé les données longitudinales pour établir approximativement l'incidence de la dépression majeure selon l'âge et selon le sexe parmi les membres de la population âgés de plus de 12 ans. La prévalence a été estimée à partir du fichier de données transversales de 1996-1997. Nous avons ensuite appliqué une formule de base reliant la prévalence, l'incidence et la durée moyenne de la maladie par groupe d'âge et par sexe. Dans l'ensemble, les données sur l'incidence et la prévalence tirées de l'ENSP semblent indiquer que la dépression dure plus longtemps que ce qui ressort des réponses à la question sur la durée posée lors de l'entrevue. Pour expliquer ce phénomène, on pourrait souligner que la question comportait une limite maximale de 52 semaines, alors que certains épisodes de dépression majeure durent plus longtemps. Les épisodes particulièrement longs pourraient avoir un impact prononcé sur la durée moyenne de la dépression dans la population. Néanmoins, ces données confirment la nature hétérogène de l'affection; chez de nombreuses personnes, le syndrome de la dépression majeure pourraient se manifester sous forme d'épisodes très brefs.

Mots-clés : épidémiologie, incidence, prévalence, pronostic, trouble dépressif

Introduction

Plusieurs estimations de la prévalence de la dépression majeure ont été effectuées dans divers pays¹⁻⁷. Récemment, on a estimé sa prévalence sur une période de 12 mois dans la population canadienne à partir des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population canadienne (ENSP)^{8,9} et du Supplément santé mentale de l'Enquête sur la santé en Ontario¹⁰. Les estimations de plusieurs autres enquêtes menées au Canada ont également été publiées^{11,12}. Comme l'ENSP est une étude longitudinale, ses données¹³ permettent d'estimer l'incidence de l'affection, à condition que l'intervalle de suivi pour la composante longitudinale de l'enquête soit de deux ans et que l'instrument de mesure utilisé n'identifie que les épisodes survenus au cours de la période de 12 mois précédant l'entrevue. La proportion des sujets non déprimés en 1994-1995 chez qui on a observé une

dépression majeure en 1996-1997 pourrait amener à surestimer la proportion de l'incidence annuelle, car elle pourrait inclure des sujets dont la dépression a débuté dans l'année qui a suivi l'entrevue de 1994-1995. Ce pourrait être le cas des sujets dont la dépression ne s'est terminée que deux semaines ou plus après le début de l'année précédant l'entrevue de 1996-1997 : ces sujets apparaîtraient au numérateur de l'équation de l'incidence, venant ainsi gonfler la proportion de l'incidence estimée.

L'ENSP est une enquête communautaire longitudinale permanente menée par Statistique Canada. En 1994-1995, on a interviewé un échantillon national de plus de 17 000 sujets, qui ont été interviewés de nouveau en 1996-1997 dans le cadre de la composante longitudinale de l'enquête. Le cycle de collecte de données de 1996-1997 comprenait aussi de nombreux «apports» de certaines provinces, si bien que les données transversales

Références des auteurs

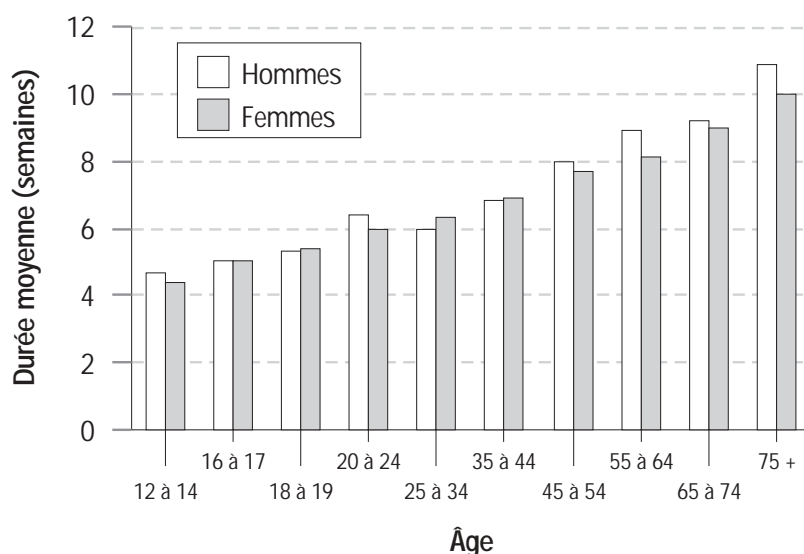
Scott B Patten, enquêteur de la santé de la population, The Alberta Heritage Foundation for Medical Research; et professeur agrégé, Département des sciences de la santé communautaire et département de psychiatrie, Université de Calgary, 3330 Hospital Drive NW, Calgary (Alberta) T2N 4N1; Téléc. : (403) 270-7307; courriel : patten@ucalgary.ca

de ce cycle portaient sur plus de 80 000 sujets (dont une minorité avaient fait l'objet d'un suivi sur deux ans après la collecte initiale de données). L'entrevue de l'ENSP comprenait une version courte du questionnaire Composite International Diagnostic Interview (CIDI), dite Forme abrégée pour la dépression majeure¹⁴. Cet instrument prédictif rapide évalue la probabilité de dépression majeure au moyen d'une série de questions adaptées du CIDI par Kessler *et al.*¹⁴; les sujets faisant état d'au moins cinq symptômes (dont au moins un est l'humeur dépressive ou la perte d'intérêt) sur les neuf que comporte le critère diagnostique A d'un épisode dépressif majeur dans le DSM-IV se voient attribuer une probabilité prédictive de 90 %.

La Forme abrégée du CIDI comprend une double série de questions, dont aucune n'est poursuivie plus avant dès que le sujet ne déclare aucune période d'humeur dépressive ou de perte d'intérêt ayant duré deux semaines d'affilée. La première série s'adresse aux sujets qui ont signalé le premier symptôme (l'humeur dépressive), et la deuxième à ceux qui ont indiqué le second (la perte d'intérêt) et non le premier. Chaque série comporte des questions sur les autres symptômes qui définissent la dépression majeure selon le DSM-IV. Chacune comporte aussi une question sur la durée de la dépression, dans laquelle on demandait au sujet ayant déclaré un épisode de dépression de préciser le nombre total de semaines où il s'est senti «comme ça» au cours de l'année précédente (la question était précédée d'un énoncé sommaire mentionnant l'occurrence d'un épisode de dépression au cours des 12 mois antérieurs et incorporant des phrases clés pour les symptômes déclarés et leur durée). Étonnamment, les durées déclarées ont été brèves; ces données sont présentées à la figure 1.

La courte durée moyenne des épisodes dépressifs pourraient avoir d'importantes implications en santé publique. En effet, en milieu clinique, on considère habituellement le syndrome de dépression majeure comme une indication de traitement. Les initiatives de santé publique, comme l'American Depression Screening Day¹⁵, visent en général à amener les gens présentant des symptômes évocateurs d'un trouble particulier à se faire soigner. Ce genre de prévention de niveau secondaire et tertiaire s'impose faute de stratégies réalisables de prévention primaire. Or les traitements pharmacologiques et non pharmacologiques prennent au moins de 4 à 8 semaines en général et, d'après les données de l'ENSP sur la durée, l'épisode moyen se résorberait dans ce laps de temps.

FIGURE 1
Nombre de semaines de dépression depuis 52 semaines*



* Adapté du : site Internet de Statistique Canada <<http://www.statcan.ca/english/Pgdb/People/Health/health35.htm>>. En date du 1^{er} novembre 2000

L'objectif du présent projet était d'estimer la durée moyenne des épisodes de dépression majeure à l'aide d'une autre approche, soit en intégrant les données disponibles sur l'incidence et la prévalence, ce qui permet d'ouvrir une nouvelle perspective sur la durée de ces épisodes.

Matériel et méthodes

Pour estimer la proportion de l'incidence selon l'âge et le sexe, nous avons utilisé une analyse de cohortes rétrospective. Partant des données recueillies en 1994-1995, nous avons exclu tous les sujets âgés de 12 ans ou moins, de même que tous ceux qui souffraient de dépression majeure (selon le CIDI-SFDM). Nous avons ensuite évalué les sujets restants à la lumière des données de 1996-1997 afin d'estimer quelle proportion d'entre eux avaient développé une dépression majeure. Les erreurs types de ces estimations ont été calculées à l'aide d'une méthode bootstrap recommandée par Statistique Canada. Les estimations bootstrap de la variance ont été établies à l'aide d'une macro SAS¹⁶ mise au point à cette fin par Statistique Canada. Dans toutes ces estimations, nous avons utilisé des poids d'échantillonnage pour tenir compte des probabilités de sélection inégales découlant des stratégies d'échantillonnage complexes utilisées par Statistique Canada pour cette enquête.

Les estimations de la prévalence ont été établies à partir des données de 1996-1997 de l'ENSP, étant donné que la taille de l'échantillon de ce cycle de collecte était beaucoup plus importante que lors de l'enquête de 1994-1995. De nouveau, nous avons pondéré les données, en utilisant cette fois un ensemble différent de poids

d'échantillonnage développés spécialement pour le fichier de données pertinent. Nous nous sommes enfin servis de méthodes bootstrap pour calculer les intervalles de confiance des estimations de la prévalence.

Pour intégrer les données sur l'incidence dans un contexte épidémiologique plus vaste, nous avons eu recours à un modèle incidence-prévalence. Ce modèle représente le rapport entre l'incidence et la prévalence dans une population présumée stable (et en l'absence de migration) comme une égalité entre les nouveaux cas qui viennent s'ajouter à un «pool» de prévalence et les cas qui en sortent. Sont inclus dans les cas sortants toutes les formes d'arrêt de la maladie, y compris le rétablissement et le décès. Rothman et Greenland¹⁷ ont décrit ce modèle comme suit : dans une population stable, l'arrivée de nouveaux cas dans le pool de cas (pool de prévalence) est égale à la sortie des cas :

$$I(N - P)\Delta t = (1/\bar{D})P\Delta t \quad (\text{Équation 1})$$

où P désigne le nombre de sujets présentant une affection donnée dans la population, I l'incidence, N le nombre total de personnes que compte la population, Δt un intervalle de temps et \bar{D} la durée moyenne de l'affection. Cette équation peut être simplifiée comme suit¹⁷ :

$$\frac{P}{N - P} = \bar{D} \quad (\text{Équation 2})$$

où le ratio situé à la gauche de l'équation désigne la probabilité de prévalence, un paramètre qui permet d'établir approximativement la prévalence d'une affection rare.

Aux fins de la présente analyse, la prévalence instantanée ou ponctuelle a été définie comme la prévalence sur une période d'un mois. En épidémiologie psychiatrique, la prévalence mensuelle est souvent considérée comme l'équivalent de la prévalence instantanée car, par définition, les troubles mentaux requièrent non seulement la présence de signes et de symptômes, mais aussi la persistance de ces signes et symptômes pendant plusieurs semaines. Dans le cas de la dépression majeure, les symptômes doivent persister au moins deux semaines. Pour faire les calculs en utilisant le mois comme unité temporelle, il a fallu définir l'incidence comme un taux personne-mois compatible, en estimant le taux d'incidence mensuel qui devrait se traduire par la proportion de l'incidence observée sur une période d'un an. Pour obtenir cette approximation, on a utilisé la «formule exponentielle» :

$$IP \approx 1 - \exp\left(-\sum_{k=1}^{12} I_k \Delta t_k\right) \quad (\text{Équation 3})$$

où IP est l'approximation de la proportion de l'incidence d'après les données longitudinales de l'ENSP, et I_k le taux d'incidence mensuel qui se traduirait par cette incidence cumulative sur un intervalle de suivi de 12 mois. Cette dernière estimation est celle qui convient

à la substitution dans l'équation 2. Si la durée de l'épisode est mesurée en mois, alors le taux I_k (dont l'unité est le mois⁻¹) se traduira par une probabilité de prévalence adimensionnelle.

L'ENSP utilisait un prédicteur de la prévalence de la dépression majeure sur 12 mois, alors que c'est la prévalence actuelle qui constitue le paramètre le plus pertinent pour le modèle en développement. Il a donc fallu estimer la prévalence actuelle en combinant les données de l'ENSP à d'autres informations puisées dans la littérature. Heureusement, les publications sur le sujet étaient remarquablement cohérentes. À partir de données recueillies auprès de sujets de 15 à 24 ans participant à la *National Comorbidity Survey* (NCS), Kessler *et al.*¹⁸ ont calculé un ratio de 12,4 % pour 5,8 % entre la prévalence annuelle et la prévalence actuelle (30 jours) de la dépression majeure, soit un ratio d'environ 2 pour 1, qui s'observe aussi bien chez les hommes (9,0 % pour 3,8 %) que chez les femmes (16,1 % pour 8,0 %). Dans la NCS, la prévalence globale de la dépression majeure sur 12 mois s'élevait à 10,3 %¹⁹, comparativement à 4,9 % pour la prévalence sur un mois¹, soit un ratio qui équivaut encore une fois à peu près à 2:1. Le ratio cas annuels/cas actuels de la NCS était lui aussi comparable chez les hommes (7,7 % pour 3,8 %, respectivement) et chez les femmes (12,9 % pour 4,9 %, respectivement).

Comme la NCS est une étude américaine, le ratio dépression majeure annuelle/actuelle a également été étudié à la lumière des données publiées d'une enquête antérieure menée à Edmonton. Cette étude a fait appel à des méthodes semblables à celles des études de l'*Epidemiological Catchment Area* (ECA) aux États-Unis. Ses auteurs font état d'une prévalence annuelle de 4,6 % et d'une prévalence mensuelle de 2,3 %, soit encore un ratio de 2:1¹¹. Dans l'étude ECA, la prévalence annuelle s'établissait à 4,2 %²⁰ et la prévalence mensuelle à 2,2 %⁴, ce qui se rapproche aussi beaucoup d'un ratio de 2:1. Compte tenu de la grande constance de ces résultats, nous avons présumé dans la présente étude que le ratio dépression annuelle/dépression actuelle était de 2:1 tant chez les hommes que chez les femmes. En conséquence, avant de procéder à l'estimation au moyen de l'équation 2, la prévalence annuelle de l'ENSP a été multipliée par 0,5 afin d'obtenir une approximation de la prévalence instantanée (30 jours).

Résultats

Dans l'ENSP de 1994-1995, la taille de l'échantillon était de 17 626. Le fichier de données longitudinales comprenait 15 670 sujets fournissant des données de suivi. La présente analyse excluait les sujets âgés de moins de 12 ans (n = 1 908), les sujets souffrant déjà de dépression majeure (n = 781) ou ceux n'ayant pas fourni de données valides pour le prédicteur de dépression majeure à l'entrevue de départ, à l'entrevue de suivi ou au deux (n = 691). La présente analyse de l'incidence portait donc sur 12 290 sujets. Les estimations de la prévalence se basaient sur 70 538 sujets de plus de

TABLEAU 1
Dépression majeure – proportion et taux d'incidence sur un an selon l'âge et selon le sexe

		Proportion de l'incidence annuelle	Intervalle de confiance à 95 %	Taux d'incidence estimatif (mois ⁻¹)
Hommes	12–24 ans	0,029	0,014–0,043	2,45e-03
	25–44 ans	0,033	0,020–0,047	2,80e-03
	45–64 ans	0,018	0,007–0,029	1,51e-03
	≥ 65 ans	0,018	0,007–0,028	1,51e-03
Femmes	12–24 ans	0,071	0,051–0,091	6,14e-03
	25–44 ans	0,045	0,034–0,057	3,84e-03
	45–64 ans	0,041	0,025–0,057	3,49e-03
	≥ 65 ans	0,013	0,006–0,021	1,09e-03

12 ans de la composante transversale de 1996-1997 de l'ENSP; au départ, l'échantillon comptait 73 402 sujets dans ce groupe d'âge, mais les 2 864 (3,9 %) qui n'ont pas donné de réponses valides à la forme abrégée du CIDI ont été exclus.

L'incidence de la dépression majeure selon l'âge et selon le sexe est présentée au tableau 1, avec des intervalles de confiance à 95 %. Le profil d'incidence observé ressemble en gros à celui de la prévalence, présenté au tableau 2. Parmi les sujets de sexe féminin, l'incidence et la prévalence étaient en général plus élevées chez les jeunes et tendaient à diminuer avec l'âge. Chez les sujets de sexe masculin, les taux d'incidence étaient en général légèrement plus élevés chez les sujets d'âge moyen que chez les jeunes. Chez les 75 ans ou plus, l'incidence et la prévalence augmentaient légèrement pour les deux sexes.

Le modèle prévalence-incidence défini par les équations 1 et 2 relie l'incidence et la proportion de la prévalence (en gros, la prévalence) à la durée moyenne de la maladie, que celle-ci se termine par le rétablissement du sujet ou par son décès. Les données présentées au tableau 3 sont issues des calculs effectués pour chaque groupe d'âge et chaque sexe. Rien n'indique qu'il y ait, dans les estimations de la durée de la maladie basées sur le modèle, des différences liées au sexe ou une tendance marquée à de telles différences associées à l'âge. Toutefois, la durée des épisodes prévue par le modèle incidence-prévalence apparaît plus courte dans le groupe des sujets les plus jeunes.

Analyse

Le modèle reposait sur diverses hypothèses, dont certaines ont servi à estimer les taux d'incidence à l'aide d'une équation exponentielle. Pour utiliser cette équation, il faut en effet poser comme hypothèse que la population est fermée, qu'il n'y a aucun risque concurrent (souvent, l'équation sert à estimer les taux de mortalité) et que le nombre d'événements est peu élevé par rapport au nombre de sujets à risque¹⁷. Une autre hypothèse était que la pro-

TABLEAU 2
Dépression majeure – proportions de la prévalence annuelle et taux estimatifs de prévalence actuelle selon l'âge et selon le sexe

		Proportion de la prévalence annuelle (%)	Intervalle de confiance à 95 %	Taux estimatif de prévalence actuelle*
Hommes	12–24 ans	2,6 %	1,9–3,2	1,30 %
	25–44 ans	3,5 %	2,8–4,2	1,75 %
	45–64 ans	2,6 %	2,0–3,2	1,30 %
	≥ 65 ans	1,7 %	0,9–2,5 ^M	0,85 %
Femmes	12–24 ans	6,7 %	5,4–8,0	3,35 %
	25–44 ans	6,8 %	5,9–7,7	3,40 %
	45–64 ans	5,0 %	4,1–5,8	2,50 %
	≥ 65 ans	1,6 %	1,0–2,2	0,80 %

* 50 % de la proportion de la prévalence annuelle; voir le texte.

TABLEAU 3
Durée estimative des épisodes de dépression majeure

		Prévalence estimative actuelle (30j)	Taux d'incidence estimatif (mois ⁻¹)	Durée moyenne estimative des épisodes* (mois)
Hommes	12–24 ans	1,30 %	2,45e-03	5,4
	25–44 ans	1,75 %	2,80e-03	6,4
	45–64 ans	1,30 %	1,51e-03	8,7
	≥ 65 ans	0,85 %	1,51e-03	5,7
Femmes	12–24 ans	3,35 %	6,14e-03	5,6
	25–44 ans	3,40 %	3,84e-03	9,2
	45–64 ans	2,50 %	3,49e-03	7,4
	≥ 65 ans	0,80 %	1,09e-03	7,4

* D'après l'équation 2, la durée moyenne des épisodes est calculée comme : $P / I * (1 - P)$.

portion de l'incidence sur 12 mois était mesurée à l'aide de la Forme abrégée du CIDI. Ce questionnaire abrégé est conçu pour couvrir une période de 12 mois, mais comme la population à risque était définie comme les sujets n'ayant pas souffert de dépression majeure au cours des deux années précédentes, il se pourrait que certaines des épisodes aient débuté plus d'un an avant l'entrevue. La Forme abrégée du CIDI pourrait également poser d'autres problèmes de mesure, car elle met de côté de nombreux indicateurs de la «signification clinique» contenus dans le questionnaire complet et pourrait donc donner lieu à des mesures moins spécifiques. Enfin, le rapport entre la prévalence annuelle et actuelle a dû être établi à partir de données tirées de la littérature. Comme aucune de ces hypothèses ne peut incontestablement être tenue pour vraie, le modèle

présenté ici doit être considéré comme heuristique. Il donne une description du rapport entre l'incidence et la prévalence de la dépression majeure au Canada à la lumière des meilleures données disponibles. De surcroît, pour une affection récurrente comme la dépression majeure, différentes stratégies de modélisation peuvent s'avérer efficaces. Par exemple, on a proposé d'utiliser la «proportion de jours de maladie sur toute la durée de la vie»²¹ pour modéliser le rapport entre l'incidence et la prévalence des affections épisodiques en tenant compte à la fois de la durée et du nombre des épisodes. Toutefois, ces modèles reposent en général eux aussi sur diverses approximations et hypothèses²¹.

Malgré ces réserves, le modèle présenté ici semble donner une description des rapports entre l'incidence et la prévalence qui concorde avec les autres données disponibles. Les taux d'incidence de l'ENSP correspondent à peu près à ceux dont il est fait état ailleurs dans les publications. Lorsqu'on fait ce genre de comparaisons, il faut souligner que l'ENSP mesure les épisodes de dépression majeure et non les troubles dépressifs, si bien que les taux d'incidence sont plus élevés que ceux que l'on trouve dans les études évaluant la première occurrence des épisodes dépressifs (ces premiers épisodes étant définis, dans certaines études, comme la première apparition d'un trouble dépressif épisodique). Une étude sur l'incidence de la dépression majeure sur 20 mois effectuée récemment en Allemagne dans un échantillon d'adolescents²² a mis en évidence une incidence de 3,7 % chez les répondants de sexe masculin et de 7,5 % chez ceux de sexe féminin. Les auteurs ont estimé que l'incidence sur 12 mois s'élèverait à 4,3 % environ dans leur échantillon. Une autre étude prospective menée chez des adolescents du secondaire fait état de taux d'incidence annuels de 10,4 % chez les filles et de 4,8 % chez les garçons²³. Dans une étude sur l'incidence de la dépression majeure dans un échantillon de personnes très âgées (âge moyen de 85 ans), l'incidence annuelle s'établissait à 1,4 %²⁴. Tous ces résultats concordent de près avec les données présentées ici. Au suivi de six mois effectué dans le cadre de l'étude Epidemiological Catchment Area menée à New Haven, l'incidence s'élevait à 4,3 % sur six mois²⁵. Comme estimation de l'incidence sur six mois (et pour une étude portant sur des sujets âgés), le chiffre obtenu à New Haven est supérieur à celui de l'étude allemande, ce qui peut étonner; il pourrait cependant s'agir d'une surestimation attribuable à des problèmes de mesure inhérents à l'utilisation du Diagnostic Interview Schedule dans les études de suivi²⁶. Un des avantages de la source des données utilisée pour ce projet (l'ENSP) par rapport aux études antérieures tient à ce qu'elle fournit une estimation de l'incidence et de la prévalence basée sur des mesures comparables.

La durée prévue des épisodes semble concorder avec celle relevée dans les rapports antérieurs. Plusieurs études communautaires qui évaluaient la durée des épisodes dépressifs font état de durées comparables. Par exemple, la durée moyenne de la dépression majeure dans l'échantillon d'adolescents de Lewinsohn *et al.* était de

23,6 semaines²³. D'autres études ont cependant obtenu des durées moyennes plus courtes. Par exemple, Rao *et al.*²⁷ signalent une durée moyenne de 10,3 semaines dans un échantillon constitué de femmes âgées de 17 et 18 ans. Selon les données de l'étude de suivi de l'ECA à Baltimore, la durée médiane de l'épisode n'était que de 12 semaines dans cet échantillon²⁸, et dans le suivi effectué par Kendler dans un échantillon communautaire composé de couples de jumelles, le temps de rétablissement n'était que de huit semaines²⁹. Ces valeurs de la durée médiane sont peu élevées comparativement à la durée moyenne de l'épisode estimée à l'aide du modèle et utilisée dans cette étude. Cela pourrait être dû à une distribution des durées de l'épisode désaxée vers la droite. Les études communautaires ont confirmé qu'une partie des personnes souffrant de dépression majeure connaissent des épisodes très longs. Une analyse des données de suivi de l'ECA a révélé que 23,6 % des sujets qui souffraient au départ de dépression majeure étaient toujours déprimés un an plus tard³⁰. Une étude de suivi portant sur 78 patients souffrant de dépression majeure (probablement atteints de troubles plus sévères et compliqués que les sujets des études communautaires) révèle que seulement 34 (48,6 %) d'entre eux étaient rétablis un an plus tard. On peut déduire de ces résultats que la plupart des épisodes de dépression majeure dans la communauté sont de courte durée (durées médianes inférieures à trois mois) mais que, comme une partie des sujets connaissent des épisodes très prolongés, la durée moyenne dépasse la durée médiane. Dans l'étude de Kendler *et al.*, la durée moyenne de l'épisode est deux fois plus longue que la durée médiane²⁹. Toute étude basée sur un intervalle de suivi fini et relativement court tronquera la durée observée des épisodes plus longs.

Certaines des différences observées entre la durée des épisodes signalée par les sujets de l'ENSP et les durées moyennes estimées indirectement à l'aide des données sur l'incidence et la prévalence pourraient simplement refléter la notion de prévalence sur 12 mois telle que mesurée dans cette enquête. Ainsi, la durée enregistrée de la dépression chez un sujet ayant commencé un épisode prolongé quelques semaines avant l'entrevue de l'ENSP correspondrait simplement à l'intervalle entre le début de son affection et le moment de l'entrevue. Cela vaudrait aussi pour un épisode prolongé qui s'est terminé quelques semaines après le début de l'année précédant l'entrevue de l'ENSP. Enfin, bien que certains épisodes de cette maladie puissent durer des années, la valeur maximale que l'on pouvait consigner à l'aide des questions utilisées dans l'ENSP est de 52 semaines. La distribution des durées des épisodes pourrait ainsi avoir été considérablement tronquée.

Les éléments de concordance entre ces résultats et les résultats publiés ont été résumés dans les paragraphes qui précèdent. Il faut cependant souligner que la validité d'un résultat n'est pas confirmée par sa concordance avec les autres. Pour élaborer les descriptions dynamiques de l'épidémiologie de la dépression majeure, il faudra

s'appuyer sur les principes de la concordance avec la littérature existante en épidémiologie.

D'après les données de l'ENSP, il semble qu'une forte proportion de gens ne soit affectée par le syndrome de dépression majeure que pendant une période relativement brève. En soi, cette observation a d'importantes implications pour la santé publique. Les initiatives de dépistage pourraient ainsi donner lieu à un grand nombre de faux positifs lorsqu'on utilise des instruments comme la Forme abrégée du CIDI pour détecter les sujets requérant une intervention clinique. Toutefois, ces résultats montrent bien que les données sur la durée provenant des entrevues de l'ENSP ne reflètent pas nécessairement l'expérience moyenne vécue par les personnes souffrant de dépression majeure. Il semble qu'il s'agisse d'une affection hétérogène caractérisée autant par des épisodes brefs que par des épisodes prolongés.

Références

- Blazer DG, Kessler RC, McGonagle KA, Swartz MS. The prevalence and distribution of major depression in a national community sample: the National Comorbidity Survey. *Am J Psychiatry* 1994;151:979-986.
- Isometsa ET, Aro H. Depression in Finland: a computer assisted telephone interview study. *Acta Psychiatr Scand* 1997;96:122-128.
- Ohayon MM, Priest RG, Guilleminault C, Caulet M. The prevalence of depressive disorders in the United Kingdom. *Biol Psychiatry* 1999;45:300-307.
- Regier DA, Boyd JH, Burke JD, Myers JK, Kramer M, Robins LN et al. One-month prevalence of mental disorders in the United States. Based on five epidemiological catchment area sites. *Arch Gen Psychiatry* 1988;45:977-986.
- Szadoczky E, Papp Zs, Vitrai J, Rihmer Z, Furedi J. The prevalence of major depressive and bipolar disorders in Hungary. Results from a national epidemiological survey. *J Affect Disord* 1998;50:153-162.
- Weissman MM, Myers JK. Affective disorders in a US urban community. *Arch Gen Psychiatry* 1978; 35:1304-1311.
- Weissman MM, Bland RC, Canino GJ, Faravelli C, Greenwald S, Hwu HG et al. Cross-national epidemiology of major depression and bipolar disorder. *JAMA* 1996;276(4):293-299.
- Beaudet MP. Dépression. *Rapports sur la santé* 1996;7(4):11-25.
- Stephens T, Dulberg C, Joubert N. La santé mentale de la population canadienne : une analyse exhaustive. *Maladies chroniques au Canada* 1999;20:118-126.
- Offord DR, Boyle MH, Campbell D, Goering P, Lin E, Wong M et al. One year prevalence of psychiatric disorder in Ontarians 15 to 64 years of age. *Can J Psychiatry* 1996;41:559-563.
- Bland RC, Newman SC, Orn H. Period prevalence of psychiatric disorders in Edmonton. *Acta Psychiatr Scand* 1988;Suppl 338:33-42.
- De Marco RR. The epidemiology of major depression: implications of occurrence, recurrence, and stress in a Canadian community sample. *Can J Psychiatry* 2000;45:67-74.
- Beaudet MP. Santé psychologique - la dépression. *Rapports sur la santé* 1999;11:63-75.
- Kessler RC, Andrews G, Mroczek D, Ustun B, Wittchen HU. The World Health Organization Composite International Diagnostic Interview Short-Form (CIDI-SF). *International Journal of Methods of Psychiatric Research* 1998;7:181-195.
- Jacobs DG. National depression screening day: educating the public, reaching those in need of treatment, and broadening professional understanding. *Harvard Review of Psychiatry* 1995;3:156-159.
- SAS/STAT User's Guide*. Cary, NC: The SAS Institute, 1994.
- Rothman KJ, Greenland S. Measures of Disease Frequency. Dans : Rothman KJ, Greenland S, editors. *Modern Epidemiology*. Philadelphia: Lippincott-Raven, 1998:29-64.
- Kessler RC, Walters EE. Epidemiology of DSM-III-R major depression and minor depression among adolescents and young adults in the National Comorbidity Survey. *Depression and Anxiety* 1998;7:3-14.
- Kessler RC, McGonagle KA, Zhao S, Nelson CB, Hughes M, Eshleman S et al. Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States. Results from the National Comorbidity Survey. *Arch Gen Psychiatry* 1994;51:8-19.
- Regier DA, Kaelber CT, Rae DS, Farmer ME, Knauper B, Kessler RC et al. Limitations of diagnostic criteria and assessment instruments for mental disorders. *Arch Gen Psychiatry* 1998;55:109-115.
- Von Korff M, Parker RD. The dynamics of the prevalence of chronic episodic disease. *J Chron Dis* 1980; 33:79-85.
- Oldehinkel AJ, Wittchen H-U, Schuster P. Prevalence, 20-month incidence and outcome of unipolar depressive disorders in a community sample of adolescents. *Psychol Med* 1999;29:655-668.
- Lewinsohn PM, Hops H, Roberts RE, Seeley JR, Andrews JA. Adolescent psychopathology: I. Prevalence and incidence of depression and other DSM-III-R disorders in high school students. *J Abn Psychol* 1993; 102:133-144.
- Forsell Y, Winblad B. Incidence of major depression in a very elderly population. *Int J Geriatr Psychiatry* 1999; 14:368-272.
- Bruce ML, Takeuchi DT, Leaf PJ. Poverty and psychiatric status. Longitudinal evidence from the New Haven Epidemiological Catchment Area Study. *Arch Gen Psychiatry* 1991;48:470-474.
- Newman SC, Bland RC. Incidence of mental disorders in Edmonton: estimates of rates and methodological issues. *J Psychiatr Res* 1998;332:273-282.
- Rao U, Hammen C, Daley SE. Continuity of depression during the transition to adulthood: a five year longitudinal study of young women. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 1999;38:908-915.
- Eaton WW, Anthony JC, Gallo J, Cai G, Tien A, Romanoski A et al. Natural history of diagnostic interview schedule/DSM-IV major depression. The Baltimore epidemiological catchment area follow-up. *Arch Gen Psychiatry* 1997;54:993-999.
- Kendler KS, Walters EE, Kessler RC. The prediction of length of major depressive episodes: results from an epidemiological sample of female twins. *Psychol Med* 1997;27:107-117.
- Sargeant JK, Bruce ML, Florio LP, Weissman MM. Factors associated with 1-year outcome of major depression in the community. *Arch Gen Psychiatry* 1990;47:519-526. ■

Tendances migratoires des cas de cancer en Alberta, Canada

Juanita Hatcher et Marilou Hervas

Résumé

Les registres du cancer constituent une source exceptionnelle de données pour l'analyse de la survie des cas de cancer dans la population, mais il est également essentiel de disposer de données à jour sur le statut vital des cas. Le présent article décrit une méthode permettant de déterminer le statut vital le plus récent et la tendance migratoire des cas de cancer diagnostiqués en Alberta. Les données du registre du cancer de l'Alberta (ACR) pour les années 1985 à 1993 (83 446 cas) ont été couplées avec le fichier d'enregistrement du régime d'assurance-maladie de l'Alberta (AHCIP) pour l'identification des cas qui avaient quitté la province et l'établissement de la date de leur départ. Quatre-vingt-dix-neuf pour cent des cas dans l'ACR ont pu être couplés correctement avec le fichier d'enregistrement de l'AHCIP. Trois pour cent des cas avaient quitté l'Alberta en date de mars 1998. Durant les cinq premières années de suivi, de 0,6 % à 0,8 % des cas vivants au début de chaque année de suivi ont quitté la province au cours de l'année subséquente. Sept pour cent des cas diagnostiqués avant l'âge de 45 ans ont quitté la province comparativement à moins de 2 % des cas âgés de 65 ans et plus. On n'observait aucune différence dans les tendances migratoires selon le sexe. La proportion d'émigrants est en général la plus élevée pour les sièges de cancer dont le pronostic est favorable.

Mots clés : cancer; émigration

Introduction

La principale fonction des registres du cancer est d'identifier et d'enregistrer tous les nouveaux cas de cancer survenant sur leur territoire et de consigner l'information liée au décès de chaque cas de cancer¹. Les registres du cancer constituent ainsi une source exceptionnelle de données pour l'analyse de la survie des cas de cancer dans la population². Comme bien des registres du cancer ne suivent pas activement les nouveaux cas, on ne sait pas souvent si les cas sont toujours vivants ou demeurent encore dans la province, ni ne connaît l'impact de l'émigration sur la survie.

En Alberta, Canada, il a été possible de surmonter les problèmes associés à l'absence de suivi actif en couplant les données du registre du cancer de l'Alberta (ACR) avec le fichier d'enregistrement du régime d'assurance-maladie de l'Alberta (AHCIP) tenu par le ministère de la Santé et du Mieux-être de l'Alberta (AHW). Cela a permis à l'ACR d'identifier les cas de cancer qui avaient quitté la province et la date de leur départ. Cette date servira de date limite pour l'analyse de la survie, permettant la détermination de l'ampleur du phénomène

d'émigration des cas de cancer de l'Alberta et de son impact possible sur l'analyse de la survie.

Le présent article décrit la tendance migratoire des cas de cancer diagnostiqués en Alberta.

Données

L'AHW tient une base de données historique sur tous les résidents de la province de l'Alberta qui sont/ont été inscrits à l'AHCIP, lequel prend en charge le coût de tous les soins médicalement nécessaires offerts en Alberta. L'assuré paie les primes et les prestations sont versées à tous les membres de la famille immédiate. Tous les résidents de l'Alberta, sauf les membres actifs de la Gendarmerie royale du Canada et des Forces canadiennes, les détenus des pénitenciers fédéraux et les Indiens inscrits, sont admissibles au régime. Le gouvernement fédéral paie les primes de l'AHCIP des Indiens inscrits et d'autres exceptions incluses dans le fichier d'enregistrement de l'AHCIP. Seuls 200 à 300 des quelque 3 millions de citoyens admissibles choisissent de ne pas s'inscrire au régime. Le fichier d'enregistrement de l'AHCIP renferme des données sur plus de 99 % de la population albertaine.

Références de l'auteur

Juanita Hatcher, Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage, Alberta Cancer Board, Edmonton (Alberta)

Marilou Hervas, Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage, Alberta Cancer Board; et EPICORE Center, University of Alberta, Edmonton (Alberta)

Correspondence: D^{re} Juanita Hatcher, Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage, Alberta Cancer Board, 11560 University Avenue, Edmonton (Alberta) T6G 1Z2; Télécopieur : (780) 432-8645; Courriel : juanitah@cancerboard.ab.ca

Les données d'enregistrement de l'AHCIP incluent un code d'identification personnel unique, le numéro personnel ou le numéro d'assurance-maladie, le prénom, les initiales, la date de naissance, le sexe et le code postal, ainsi que la date et la raison de tout changement dans la protection offerte par l'AHCIP. Avant 1994, l'identificateur personnel (numéro d'assurance-maladie) consistait en un numéro à huit chiffres identifiant le contrat et en un code d'identification individuel à trois chiffres. Si une personne modifiait son contrat d'assurance, notamment en quittant sa famille pour se marier, son numéro d'AHCIP serait changé. Le numéro personnel introduit en 1994 est propre à un individu et le demeure pendant toute sa vie. L'AHW a attribué un numéro personnel aux personnes qui étaient inscrites au départ avant 1994 et il existe un fichier de conversion pour lier les numéros d'avant 1994 aux nouveaux numéros personnels. Grâce aux renseignements fournis par le régime d'assurance-maladie de la province où un patient a émigré, l'AHW connaît habituellement l'identité des personnes qui ont quitté l'Alberta. Le fichier de l'AHCIP est couplé au fichier des statistiques de l'état civil chaque semaine pour identifier ceux qui sont décédés dans la province. La succession d'une personne décédée peut également aviser l'AHW lorsqu'elle reçoit l'avis de cotisation.

Le registre du cancer de l'Alberta (ACR) a reçu pour mandat, en vertu du *Cancer Program Act* de l'Alberta, de recueillir de l'information sur tout nouveau cas de cancer invasif diagnostiqué dans la province³. Les rapports d'anatomopathologie et l'information sur le décès tirés du fichier des statistiques de l'état civil des registres de l'Alberta constituent les deux principales sources pour l'identification des nouveaux cas de cancer en Alberta. L'ACR intègre des éléments d'identification (numéro personnel, numéro d'assurance-maladie, nom de famille actuel, anciens noms de famille, prénoms, date de naissance, sexe et code postal), des renseignements sur la nouvelle tumeur et, lorsque les cas sont décédés, la date et la cause du décès. Le fichier de statistiques de l'état civil des registres de l'Alberta fournit également des renseignements sur les cas qui sont décédés en Alberta. En général, l'ACR ne serait pas avisé des décès survenus dans d'autres provinces. Aucune donnée de suivi n'a été recueillie dans le cas des personnes apparemment non décédées.

Méthodologie

Tous les cas de cancer invasif diagnostiqués en Alberta entre le 1^{er} janvier 1985 et le 31 décembre 1993 ont été identifiés à partir de l'ACR. Un fichier contenant le numéro personnel, le numéro d'assurance-maladie, le nom de famille, les initiales, le sexe et la date de naissance de chaque cas diagnostiqué de cancer a été soumis à AHW. Ce fichier contenait les dossiers des résidents et des non-résidents de l'Alberta. Une stratégie de couplage déterministe hiérarchique a permis d'établir un lien entre l'ACR et le fichier d'enregistrement de l'AHCIP, notamment des recoupements entre le numéro

d'assurance-maladie, le numéro de base de l'AHCIP et le nom de famille, le sexe et le mois et l'année de naissance (identique). Tous les recoupements ont été vérifiés au moyen des autres données d'identification communes aux deux fichiers.

Les cas de non-concordance entre les dossiers de l'ACR et ceux de l'AHCIP ont été examinés plus à fond par le biais d'un examen du dossier du patient en question. Les erreurs dans l'ACR ont été corrigées, et AHW a été avisé des erreurs possibles dans sa base de données. La concordance des statistiques de l'état civil des cas de cancer couplés dans les deux fichiers a également été vérifiée. Lorsque l'ACR avait indiqué qu'un cas était décédé, mais que le fichier de l'AHCIP signalait que le cas était toujours vivant, l'information sur le décès détenue par l'ACR a été confirmée. Dans les cas où l'AHCIP avait indiqué que le cas était décédé mais qu'il n'y avait aucun enregistrement de décès dans l'ACR, la personne était considérée comme morte pour l'analyse subséquente et la date de décès retenue était celle qui avait été consignée par l'AHCIP. L'ACR disposait également d'informations relatives au décès de certains cas qui, selon l'AHCIP, avaient quitté la province.

À partir de la cohorte couplée, nous avons identifié les cas qui avaient développé un premier cancer primitif invasif (à l'exclusion d'un cancer de la peau sans mélanome) entre 1985 et 1993 et qui résidaient en Alberta au moment du diagnostic. Le pourcentage de cas qui avaient quitté la province, d'après les données de l'AHCIP, a été examiné pour chaque siège de cancer. Des taux bruts, par âge et standardisés pour l'âge ont été établis. La population type était formée de l'ensemble des cas de cancer utilisés dans l'analyse. Nous avons estimé le pourcentage de sujets ayant émigré chaque année jusqu'à cinq ans après le diagnostic en utilisant les définitions révisées du statut vital de l'ACR. Nous avons calculé les personnes-années à risque en mesurant le temps entre le diagnostic et la date du dernier suivi, le décès, l'émigration, ou le 31 mars 1998 dans le cas des sujets toujours vivants qui résidaient en Alberta. Toutes les périodes de suivi ont été tronquées à cinq ans pour standardiser la durée potentielle de suivi. Nous avons examiné la réduction du nombre de personnes-années à risque obtenu en retranchant les émigrants au moment de l'émigration plutôt qu'en date du 31 mars 1998.

Résultats

Sur les 83 446 cas qui résidaient en Alberta entre 1985 et 1993 au moment d'au moins un diagnostic, 82 466 (98,8 %) ont été couplés correctement avec le fichier d'enregistrement de l'AHCIP. Il n'y avait aucune différence dans le taux de couplage entre ceux qui étaient enregistrés comme décédés (98,8 %) et ceux qui n'étaient pas enregistrés comme décédés (98,8 %).

Nous présentons les résultats suivants pour les 82 466 cas qui avaient résidé à un moment ou à un autre en Alberta au moment de leur diagnostic entre 1985 et

TABLEAU 1
Concordance en ce qui a trait au statut vital
entre les dossiers couplés dans les fichiers
de l'ACR et de l'AHCIP

Statut vital dans l'ACR	Statut vital dans l'AHCIP			
	Morts	Vivants	Ont quitté l'Alberta	Total
Morts	44 689 (97,3%)	836 (1,8%)	400 (0,9%)	45 925 (55,7%)
Vivants	478 (1,3%)	34 012 (93,1%)	2 051 (5,6%)	36 541 (44,3%)
Total	45 167 (54,8%)	34 848 (42,3%)	2 451 (3,0%)	82 466

1993 et qui ont pu être couplés avec le fichier d'enregistrement de l'AHCIP (tableau 1). Sur les 45 925 cas enregistrés comme étant décédés dans l'ACR, 97,3 % figuraient également comme étant décédés dans le fichier d'enregistrement de l'AHCIP, 1,8 % apparaissaient comme toujours vivants et 0,9 % avaient quitté la province. Sur les 36 541 cas qui n'étaient pas enregistrés comme étant décédés dans l'ACR, 1,3 % figuraient parmi les personnes décédées dans le fichier d'enregistrement de l'AHCIP et 5,6 % avaient quitté la province. Sur les 44 689 cas confirmés comme étant décédés dans l'ACR et dans le fichier d'enregistrement de l'AHCIP, il n'y avait pas de concordance entre les deux fichiers pour la date de décès de 574 cas (1,3 %). Dans 95 % de ces cas, la date du décès dans le fichier d'enregistrement de l'AHCIP était ultérieure à celle de l'ACR. Les écarts peuvent être importants : dans seulement 31 % des cas, la différence était inférieure à une année.

Les résultats qui suivent portent sur 76 164 cas présentant un premier cancer primitif invasif (à l'exclusion du cancer de la peau sans mélanome) diagnostiqué entre 1985 et 1993 parmi les résidents de l'Alberta. En moyenne, 3,0 % des cas avaient quitté l'Alberta en date de 1998 (tableau 2). Ce pourcentage est un peu plus faible que le taux d'émigration standardisé pour l'âge de l'Alberta sur cinq ans entre 1991 et 1996, qui est de 3,5 %⁴. Pour la cohorte de cas diagnostiqués entre 1985 et 1993 et suivis jusqu'en mars 1998, la plus forte proportion d'émigrants a été relevée pour les sièges suivants : cancer du testicule (9,0 %), cancer du col de l'utérus (6,5 %) et mélanome malin (6,3 %). La proportion d'émigrants était la plus faible pour le cancer de la prostate (1,9 %), le cancer du poumon (1,6 %) et le cancer du pancréas (0,9 %) (tableau 2). La standardisation pour l'âge élimine ces différences sauf dans le cas des cancers où la durée de survie est courte, du cancer du poumon et du pancréas, et du cancer de la prostate. En général, les cancéreux plus jeunes étaient plus nombreux à émigrer que les cas plus vieux, mais les taux d'émigration diffèrent peu d'un siège de cancer à l'autre (tableau 3).

Au cours des cinq premières années de suivi, de 0,6 % à 0,8 % de tous les cas en vie au début de chaque année de suivi ont quitté la province durant l'année suivante (tableau 4). Cette tendance s'est maintenue après cinq ans de suivi. On n'observait aucune différence marquée dans les taux d'émigration d'un siège de cancer à l'autre ni aucune différence selon le sexe.

Si l'on présume que toutes les personnes dont on ignore le statut vital sont vivantes, le nombre de personnes-années à risque pour les cinq premières

TABLEAU 2
Statut vital des cas de cancer diagnostiqués, selon le siège de cancer, en Alberta entre 1985 et 1993,
d'après les fichiers de l'AHCIP de 1998

	Morts	(%)	[aj. ^a %]	Vivants en Alb.	(%)	[aj. ^a %]	Ont quitté Alb.	(%)	[aj. ^a %]	Total
Prostate	4 322	46,4	40,5	4 816	51,7	57,6	177	1,9	1,9	9 315
Sein – femme	3 383	31,3	34,1	7 007	64,8	62,4	418	3,9	3,5	10 808
Poumon	8 634	87,9	85,7	1 029	10,5	12,4	161	1,6	1,9	9 824
Colorectal	4 999	57,0	53,9	3 531	40,3	42,9	235	2,7	3,2	8 765
Mélanome	428	19,1	29,7	1 668	74,5	66,2	142	6,3	4,1	2 238
LNH ^{ab}	1 374	55,0	57,6	1 039	41,6	39,3	87	3,5	3,1	2 500
Leucémie	1 392	58,5	61,3	911	38,3	35,9	78	3,3	2,8	2 381
Utérus	528	23,7	26,3	1 627	73,1	70,4	72	3,2	3,3	2 227
Vessie	1 191	44,6	40,3	1 368	51,3	54,8	109	4,1	4,9	2 668
Rein	940	48,1	50,4	929	47,5	45,4	86	4,4	4,1	1 955
Testicule	34	5,1	40,8	571	85,9	56,0	60	9,0	3,2	665
Col utérin	394	31,6	48,2	771	61,9	48,0	81	6,5	3,7	1 246
Pancréas	1 968	95,3	92,9	79	3,8	6,2	19	0,9	1,0	2 066
Autres	11 161	63,8	67,0	5 812	33,2	30,4	533	3,0	2,7	17 506
Total	40 748	54,9		31 158	42,0		2 258	3,0		74 164

^a Ajusté pour l'âge en fonction de la distribution de l'âge dans l'ensemble de la cohorte

^b Lymphome non hodgkinien

TABLEAU 3
Répartition selon l'âge et le siège de cancer des cas qui ont quitté l'Alberta après leur diagnostic, 1985-1993

Siège	0-44 ans		45-64 ans		65-74 ans		75-84 ans		85+ ans		Total
	Ont quitté/ diagnostiqués	%	Ont quitté/ diagnostiqués	%	Ont quitté/ diagnostiqués	%	Ont quitté/ diagnostiqués	%	Ont quitté/ diagnostiqués	%	Ont quitté/ diagnostiqués
Prostate	0/10	0,0	60/1 924	3,1	69/3 892	1,8	38/2 772	1,4	10/717	1,4	177/9 315
Sein – femme	105/1 892	5,5	212/4 751	4,5	58/2 355	2,5	32/1 379	2,3	11/431	2,6	418/10 808
Poumon	12/317	3,8	83/3 670	2,3	35/3 470	1,0	27/2 000	1,4	4/367	1,1	161/9 824
Colorectal	29/404	7,2	108/2 871	3,8	49/2 593	1,9	33/2 129	1,6	16/768	2,1	235/8 765
Mélanome	88/928	9,5	47/776	6,1	4/303	1,3	3/166	1,8	0/65	0,0	142/2 238
LNH ^a	40/493	8,0	25/910	2,7	13/578	2,2	8/413	1,9	1/106	0,9	87/2 500
Leucémie	40/640	6,3	16/654	2,4	12/524	2,3	9/399	2,3	1/164	,6	78/2 381
Utérus	8/155	5,2	39/1 005	3,9	13/675	1,9	11/332	3,3	1/60	1,7	72/2 227
Vessie	23/172	13,4	52/876	5,9	22/832	2,6	10/611	1,6	2/177	1,1	109/2 668
Rein	22/265	8,3	45/795	5,7	13/520	2,5	6/294	2,0	0/81	0,0	86/1 955
Testicule	56/584	9,6	4/73	5,5	0/7	0,0	0/1	0,0	0/0		60/665
Col utérin	58/659	8,8	20/350	5,7	2/143	1,4	0/67	0,0	1/27	3,7	81/1 246
Pancréas	1/66	1,5	3/614	0,5	7/646	1,1	7/511	1,4	1/229	0,4	19/2 066
Autres	262/3 564	7,4	169/5 761	2,9	66/4 174	1,6	25/2 940	0,9	11/1 067	1,0	533/17 506
Total	744/10 149	7,3	883/25 030	3,5	363/20 712	1,8	209/14 014	1,5	59/4 259	1,4	2 258/74,164

^a Lymphome non hodgkinien

années de suivi est réduit de 1,7 %. L'effet est le plus marqué (réduction de 3,5 %) dans le cas du cancer du testicule et est le plus faible (réduction de 0,8 %) dans le cas du cancer de la prostate.

Analyse

Pour effectuer une analyse de la survie, il faut effectuer un suivi de tous les nouveaux cas de cancer inclus dans l'analyse afin de savoir si les sujets sont toujours vivants. La capacité des registres du cancer de suivre les cas varie selon le système de santé dont relève le registre et les modalités d'enregistrement de chaque registre³. La principale façon de recueillir de l'information sur le décès de chaque cas de cancer est d'effectuer un couplage avec les données des certificats de décès du territoire couvert par le registre. Les registres ne sont pas tous en mesure de déterminer si un cas a quitté leur territoire et est perdu de vue. Les registres scandinaves peuvent effectuer un suivi complet, car il existe pour chaque citoyen un identificateur unique pour toute la vie. Ainsi, la date d'émigration et la date de décès sont connus dans tous les cas de cancer⁵. Dans la Sarre, en Allemagne, le suivi est en grande partie passif, à cause de la législation qui est assez restrictive. Il est possible d'obtenir de l'information sur le décès des cas qui sont morts dans la Sarre, mais on ne peut savoir si un cas a émigré⁵. Au Canada, chaque province et territoire tient son propre registre et transmet des données au Registre canadien du cancer. La plupart de ces registres couplent leurs données avec l'information sur le décès des statistiques provinciales

de l'état civil pour obtenir de l'information sur le décès des cas qui sont morts sur leur territoire. Le Registre canadien du cancer est couplé à la base canadienne de données sur la mortalité pour identifier les décès survenus chez tous les cas partout au Canada. Au moment de la présente étude, les couplages avec les données nationales sur la mortalité n'étaient pas encore terminés pour les années plus récentes.

Pour surmonter ce problème, le registre du cancer de l'Alberta a recherché d'autres solutions pour déterminer le lieu de résidence actuel et le statut vital des cas dont le décès n'était pas confirmé. Le fichier d'enregistrement de l'AHCIP tenu par AHW a fourni les renseignements dont l'ACR avait besoin. Des couplages déterministes ont été effectués de préférence à des couplages probabilistes parce qu'on disposait du numéro de l'AHCIP. L'évaluation du couplage a confirmé que son degré d'exactitude était élevé (98,8 % chez les résidents de l'Alberta). Toutefois, cette information comporte les limites inhérentes à l'utilisation de données administratives pour une application qui n'était pas prévue à l'origine⁶. Certains des problèmes ont été cernés mais non résolus dans cette étude. Dans un faible pourcentage de cas, le statut vital diffère d'un fichier à l'autre (1,6 %) les antécédents résidentiels ne concordent pas avec le lieu de résidence déclaré dans l'ACR (1,6 %), et la date de décès ne concorde pas (1,7 % des dates de décès). L'écart au chapitre du statut vital pourrait s'expliquer par le retard possible dans l'enregistrement des décès dans le fichier d'enregistrement de l'AHCIP pour les cas qui

TABLEAU 4
Répartition des cas de cancer diagnostiqués en Alberta selon le temps écoulé entre le diagnostic et le départ de l'Alberta et le siège de cancer, 1985-1993

Siège	0-<1 an			1-<2 ans			2-<3 ans			3-<4 ans			4-<5 ans		
	Nbre vivants au début de l'intervalle	Nbre ayant quitté dans l'intervalle	% ayant quitté dans l'intervalle	Nbre vivants au début de l'intervalle	Nbre ayant quitté dans l'intervalle	% ayant quitté dans l'intervalle	Nbre vivants au début de l'intervalle	Nbre ayant quitté dans l'intervalle	% ayant quitté dans l'intervalle	Nbre vivants au début de l'intervalle	Nbre ayant quitté dans l'intervalle	% ayant quitté dans l'intervalle	Nbre vivants au début de l'intervalle	Nbre ayant quitté dans l'intervalle	% ayant quitté dans l'intervalle
Prostate	9 309	31	0,3	8 302	28	0,3	7 402	30	0,4	6 014	26	0,4	4 731	17	0,4
Sein – femme	10 801	51	0,5	10 161	73	0,7	9 415	66	0,7	8 084	52	0,6	6 702	37	0,6
Poumon	9 821	71	0,7	3 367	28	0,8	1 929	22	1,1	1 315	9	0,7	960	13	1,4
Colorectal	8 763	45	0,5	6 477	51	0,8	5 385	42	0,8	4 292	28	0,7	3 412	13	0,4
Mélanome	2 235	19	0,9	2 138	29	1,4	2 022	31	1,5	1 741	16	0,9	1 441	13	0,9
LNH ^a	2 498	19	0,8	1 788	17	1,0	1 518	18	1,2	1 232	6	0,5	999	8	0,8
Leucémie	2 380	18	0,8	1 637	16	1,0	1 395	15	1,1	1 152	8	0,7	935	7	0,7
Utérus	2 227	12	0,5	2 050	18	0,9	1 932	9	0,5	1 704	5	0,3	1 480	7	0,5
Vessie	2 667	16	0,6	2 252	21	0,9	1 994	19	1,0	1 763	11	0,6	1 567	9	0,6
Rein	1 954	17	0,9	1 401	13	0,9	1 247	15	1,2	1 047	10	1,0	862	13	1,5
Testicule	665	9	1,4	640	14	2,2	615	5	0,8	568	7	1,2	501	3	0,6
Col utérin	1 244	14	1,1	1 089	11	1,0	951	16	1,7	821	10	1,2	707	9	1,3
Pancréas	2 066	17	0,8	294	2	0,7	123	0	0,0	77	0	0,0	52	0	0,0
Autres	17 499	142	0,8	10 221	102	1,0	8 187	83	1,0	6 728	46	0,7	5 515	47	0,9
Total	74 129	481	0,6	51 817	423	0,8	44 115	371	0,8	36 538	234	0,6	29 864	196	0,7

^a Lymphome non hodgkinien

TABLEAU 5
Personnes-années de suivi avec ou sans censure au moment de l'émigration pour les cas de cancer diagnostiqués en Alberta, 1985-1993

Siège	Total des personnes-années de suivi		Différence	%
	Non tronqué	Tronqué		
Prostate	33 099	32 829	270	0,82
Sein – femme	43 165	42 542	623	1,46
Poumon	11 852	11 673	179	1,54
Colorectal	25 332	24 988	344	1,38
Mélanome	9 339	9 078	262	2,88
LNH	7 248	7 079	169	2,38
Leucémie	6 630	6 523	108	1,65
Utérus	9 026	8 898	129	1,45
Vessie	9 726	9 550	176	1,84
Rein	5 945	5 801	144	2,48
Testicule	2 982	2 883	100	3,47
Col utérin	4 639	4 497	142	3,15
Pancréas	1 218	1 198	20	1,65
Autres	41 137	40 218	919	2,28
Total	211 338	207 755	3 583	1,72

étaient morts dans l'ACR mais vivants dans l'AHCIP. Pour ce qui est des cas qui étaient vivants dans l'ACR mais morts dans l'AHCIP, l'absence de numéro personnel dans le dossier de l'ACR peut avoir empêché un couplage adéquat avec les données sur le décès dans les statistiques de l'état civil des registres de l'Alberta (ARVS), ou il peut s'agir de résidents de l'Alberta qui sont décédés à l'extérieur de la province. Ces cas ne seraient pas inclus dans les fichiers informatiques de l'ARVS. Il se peut cependant qu'AHW ait été avisé du décès lorsque les cotisations à l'AHCIP ont pris fin.

Le principal objectif du projet était de déterminer le lieu de résidence et le statut vital des cas de décès non confirmés de façon à pouvoir retrancher, dans une analyse de la survie, les cas ayant quitté l'Alberta à la date de départ de la province. L'exercice de couplage a montré qu'il existe une migration des cas de cancer à l'extérieur de la province, bien que ceux-ci soient moins nombreux à émigrer que la population en général⁴. La probabilité d'émigration de ces cas dépend du siège du cancer, de l'âge et du temps écoulé depuis le diagnostic. Comme on pouvait le prévoir, ceux dont le cancer a été diagnostiqué à un jeune âge et dont le siège de cancer est assorti d'un pronostic favorable sont plus nombreux à quitter la province. Le faible taux d'émigration (1,9 %) pour le cancer de la prostate, dont le pronostic est relativement favorable, peut tenir en partie à l'âge avancé au

moment du diagnostic. Le pronostic favorable comme le jeune âge au moment du diagnostic peuvent expliquer les taux élevés d'émigration des cas de cancer du testicule, de cancer du col de l'utérus et de mélanome. La proportion annuelle de cas vivants parmi ceux qui migrent ne varie pas tellement d'un siège de cancer à l'autre.

Ces observations peuvent avoir un retentissement notable sur les résultats de l'analyse de la survie selon les raisons motivant la migration des cas. Si les cas qui migrent sont ceux dont le pronostic est favorable par rapport à d'autres qui ont le même cancer, les taux de survie auraient tendance à être sous-estimés. Cependant, si dans les cas qui quittent la province, le pronostic est péjoratif comparativement à d'autres cas atteints du même cancer, les taux de survie seraient par contre surestimés. La durée de survie pour chaque siège des résidents étrangers de Genève atteints d'un cancer est supérieure à celle des résidents natifs de la ville, ce qui peut résulter de la combinaison du biais lié à l'émigrant en santé et/ou du retour au pays d'origine des cas ayant un pronostic défavorable (biais lié à l'émigrant en mauvaise santé)⁷. Les données de l'Alberta montrent que la proportion de cas qui quittent l'Alberta tend à être liée au pronostic général du cancer. L'ACR n'a pas recueilli de données sur le stade du cancer et n'est donc pas en mesure de résoudre la question du pronostic dans les cas qui ont émigré par rapport à ceux qui sont demeurés en Alberta. Comme la distribution du laps de temps avant l'émigration selon le siège de cancer est similaire dans le cas de ceux qui ont quitté la province, il ne semble pas qu'il y ait de tendance systématique à l'émigration pour un siège, fondée sur le pronostic.

La censure des émigrants au moment de leur départ de la province a pour effet de réduire de 1,7 % le nombre total de personnes-années à risque. Bien qu'il s'agisse d'une faible réduction, elle peut avoir un effet marqué sur les estimations de la survie, particulièrement lorsque la durée de survie est courte ou le taux d'émigration est élevé. Dans l'étude Eurocare II, le suivi actif des cas de cancer du poumon dont le décès n'avait pas été confirmé après cinq ans a entraîné des baisses dans le taux de la survie à cinq ans pouvant atteindre 2,5 %⁵.

L'Alberta peut identifier les cas qui émigrent parce que le fichier d'enregistrement de l'AHCIP est mis à jour régulièrement, en partie pour s'assurer que les primes d'assurance-maladie sont bien payées. Dans d'autres provinces, le registre du cancer peut ne pas avoir accès au fichier d'enregistrement de l'assurance-maladie ou ce dernier peut ne pas être suffisamment à jour. La confir-

mation des décès qui est actuellement effectuée à l'échelle nationale permettra aux registres provinciaux du cancer d'améliorer leur analyse de la survie. Cette confirmation des décès ne permettra pas cependant d'identifier les cas qui meurent à l'extérieur du Canada de sorte qu'un couplage avec le fichier d'enregistrement de l'AHCIP peut toujours être utile.

L'économie de l'Alberta dépend en grande partie de l'industrie gazière et pétrolière, laquelle est tributaire de la conjoncture internationale. L'économie a tendance à influencer la courbe d'émigration des sujets plus jeunes alors que dans les groupes plus âgés, c'est le désir de passer l'hiver dans une autre province ou dans un autre pays plus clément qui peut jouer un rôle. Compte tenu de ces tendances en matière d'émigration, les résultats pourraient ne pas être applicables à d'autres provinces ou pays, mais indiquent que l'émigration des cas de cancer est un aspect dont on devrait tenir compte lorsqu'on entreprend une analyse de la survie.

Références

1. Jensen OM, Parkin DM, MacLennan R, Muir CS, Skeet RG. *Enregistrement des cancers : Principes et méthodes*. Lyon : Centre international de recherche sur le cancer, 1991; Publications scientifiques du CIRC n° 95.
2. Parkin DM, Wagner G, Muir, CS. *The Role of the Registry in Cancer Control*. Lyon : International Agency for Research on Cancer, 1985; IARC Scientific Publications No 66.
3. Government of Alberta. *The Alberta Cancer Programs Act* (1992). Chapter C-1, Part 1.1.
4. Statistique Canada. *Migrants interprovinciaux de 5 ans et plus (lieu de résidence 5 ans auparavant) selon le groupe d'âge, le sexe et la langue maternelle, par province ou territoire de résidence 5 ans auparavant, provinces et territoires, recensements de 1991 et de 1996* (données-échantillon 20 %). Ottawa, Statistique Canada, 1998; Cat. 93F0028XDB96010.
5. Berrino F, Sant M, Verdecchia A, Capocaccia R, Hakulinen T, Esteve J. *Survival of cancer patients in Europe: the EUROcare Study*. Lyon : International Agency for Research on Cancer, 1995; IARC Scientific Publications No 132.
6. Tennis P, Andrews E, Bombardier C, Wang Y, Strand L, West R, et al. Record linkage to conduct an epidemiologic study on the association of rheumatoid arthritis and lymphoma in the province of Saskatchewan, Canada. *J Clin Epid* 1993;46:685-95.
7. Raymond L, Fischer B, Fioretta G, Bouchardy C. Emigration bias in cancer survival rates. *J Epi & Biostat* 1996;3:167-173. ■

Le fardeau économique des problèmes de santé mentale au Canada

Thomas Stephens et Natacha Joubert

Résumé

Cette étude tente d'évaluer de façon globale le fardeau économique que représentent les problèmes de santé mentale au Canada en 1998. Elle cherche en particulier à estimer le coût des services non médicaux qui n'ont pas été calculés dans des publications antérieures et de chiffrer l'invalidité de courte durée associée aux problèmes de santé mentale dont la valeur a été sous-estimée dans le passé d'après la démarche dépeinte dans cet article. Le coût des consultations de psychologues et de travailleurs sociaux non remboursées par le régime public d'assurance-maladie s'élevait à 278 millions \$, alors que la perte de productivité associée à la dépression et à la détresse à court terme a été évaluée à 6 milliards \$. Les données comportent plusieurs limites, qui semblent indiquer qu'il s'agit de sous-estimations. Le fardeau total estimé de 14,4 milliards \$ fait des problèmes de santé mentale l'une des maladies les plus coûteuses au Canada.

Mots-clés : Canada; dépression; détresse; coût économique; population

Introduction

Cette étude vise à fournir une estimation globale du fardeau économique que représentent les problèmes de santé mentale au Canada. Nous voulons ainsi compléter les estimations publiées par Santé Canada (Fardeau économique de la maladie au Canada, 1993 [FEMC, 1993])¹ et discuter de certains des problèmes liés aux données qui ont été cernés au cours de cet exercice complexe d'analyse. Bien que les coûts économiques directs et indirects ne constituent qu'un aspect du fardeau d'une maladie, ils peuvent servir à orienter la planification de programmes et l'établissement de priorités.

Une étude récente effectuée par le Bureau du cancer de l'ancien Laboratoire de lutte contre la maladie (LLCM) de Santé Canada estime que le fardeau économique des maladies mentales au Canada s'élevait à 7,8 milliards \$ en 1993¹, ou à 8,4 milliards \$ en dollars de 1998. Les troubles mentaux se classent au septième rang sur la liste des 20 catégories nosologiques dont les coûts ont été estimés dans des publications. Les coûts *directs* associés au traitement de troubles mentaux diagnostiqués par un médecin atteignaient 6,3 milliards \$ (1998), soit 3,9 milliards \$ pour les soins hospitaliers, 887 millions \$ pour d'autres soins en établissement, 854 millions \$ pour les soins médicaux et 642 millions \$ pour les médicaments

de prescription. Les coûts *indirects* additionnels qui s'établissaient à 3,0 milliards \$ comprenaient les journées de maladie à court terme (866 millions \$), l'invalidité de court durée (1 700 millions \$) et les décès prématurés (400 millions \$), bien que ces derniers montants ne se limitent pas aux troubles diagnostiqués.

Ces coûts ont été estimés dans une perspective sociale et incluent à la fois les coûts directs (internes) et indirects (externes), les calculs étant basés sur les hypothèses conventionnelles. Par exemple, la valeur de la perte de productivité associée à une retraite anticipée étaient fondés sur la valeur actuelle des gains pour toute la vie d'une personne qui prend sa retraite tôt à cause d'un trouble mental. Bien que cette approche comporte certaines limites (p. ex. les *économies* réalisées au titre des soins de santé qui sont associées au décès prématuré n'ont pas été prises en compte), elle assure une certaine uniformité pour toutes les catégories de maladies et permet d'effectuer une comparaison assez juste du fardeau économique des maladies.

Toutefois, si l'on s'intéresse particulièrement au fardeau économique global que représentent les problèmes de santé mentale, cette façon de procéder comporte certaines limites plus importantes. Tout

Références des auteurs

Thomas Stephens, Department of Public Health Sciences, University of Toronto ; et Faculté d'Administration, Université d'Ottawa ; et Thomas Stephens & Associates.

Natacha Joubert, Division promotion santé mentale, Santé Canada, Ottawa (Ontario)

Correspondence : Thomas Stephens & Associates, PO Box 837, Manotick, (Ontario) K4M 1A7; Télécopieur : (613) 692-1027; Courriel : tstephens@cyberus.ca

d'abord, ne sont inclus dans les coûts directs que les troubles *diagnostiqués traités par un médecin* (codes 290-319 de la CIM-9). Par définition, ces problèmes sont soumis à l'attention du système de santé mais n'incluent pas les troubles comme la détresse ou la dépression qui ne sont pas traités par un médecin ou d'autres professionnels de la santé offrant des services couverts par le régime public d'assurance-maladie.

Un grand nombre de Canadiens dont les problèmes de santé mentale sont traités à l'extérieur du système médical ne sont pas comptabilisés dans ces calculs des coûts directs de la maladie basés sur les services médicaux. Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997², seulement 21 % des Canadiens qui ont consulté un psychologue pour des problèmes de santé mentale ont également consulté un médecin de famille ou un psychiatre au cours de l'année précédente, alors que 29 % qui ont consulté un travailleur social ont également vu un médecin. Comme 4 % des Canadiens étaient déprimés et que 20 % ont été classés comme souffrant de détresse en 1996-1997³, les coûts directs associés à leurs problèmes de santé mentale pourraient être considérables, mais la plupart seraient exclus du FEMC, qui porte exclusivement sur les services assurés par l'État.

Le FEMC comporte une autre limite, qui influe sur les coûts *indirects* des problèmes de santé mentale, soit la méthode utilisée pour imputer une invalidité brève à certaines catégories de maladies. À la différence des coûts directs, les coûts indirects dans l'analyse du FEMC ne se limitent pas aux troubles diagnostiqués, mais incluent toute raison de santé associée à la réduction de l'activité normale. On attribue ces coûts à des catégories nosologiques spécifiques en s'appuyant sur les données de l'Enquête sociale et de santé du Québec¹. Bien que les données du Québec soient une base disponible pour attribuer l'invalidité de court durée aux différentes catégories nosologiques, elles comportent des lacunes importantes au chapitre de la validité et de l'applicabilité. Premièrement, les déclarations attribuant une réduction de l'activité à des problèmes de santé mentale sont d'une validité douteuse parce qu'une proportion importante de ces attributions est fondée sur des déclarations de tiers concernant d'autres membres du ménage. Deuxièmement, même si ces déclarations étaient d'une exactitude à toute épreuve, l'application des données du Québec pour 1992-1993 à l'ensemble de la population canadienne est contestable : en 1994-1995, les résidents du Québec étaient les *moins* nombreux à indiquer qu'ils souffraient de détresse – 13 % contre une moyenne de 17 % dans les autres provinces³. Un faible taux d'attribution de problèmes à la détresse au Québec entraîne une sous-estimation des coûts d'invalidité de courte durée causés par des problèmes de santé mentale comme la détresse, dont le coût a été estimé à 811 millions \$ dans le FEMC, 1993 (866 millions en dollars de 1998).

La présente analyse vise à combler ces lacunes et à fournir une estimation plus complète du fardeau écono-

mique des problèmes de santé mentale au Canada. Nous donnons ainsi suite à l'une des recommandations contenues dans le rapport du FEMC¹, à savoir «améliorer les sources de données et perfectionner les méthodes permettant de cerner les composantes des coûts directs et indirects afin de fournir une information plus détaillée sur des maladies particulières» (p. iv).

Méthodologie

Source de données

Les données utilisées dans les analyses originales de cette étude proviennent du fichier «partagé» de l'ENSP de 1996-1997. Le fichier partagé est pratiquement identique au fichier à grande diffusion, mais inclut certains détails qui ont été enlevés du fichier à grande diffusion pour protéger la confidentialité des répondants. Les estimations de la population et les valeurs en dollars ont été ajustées pour correspondre aux chiffres de 1998^{4,5}.

L'ENSP est une enquête bisannuelle effectuée par Statistique Canada pour décrire l'état de santé et les déterminants de la santé; l'échantillon de 1996-1997 est représentatif des ménages canadiens. Les données sur les indicateurs de la santé mentale dans la présente étude ont été recueillies au moyen d'une entrevue personnelle effectuée auprès d'environ 77 000 personnes de 12 ans et plus².

Définitions des problèmes de santé mentale

Nous avons utilisé les questions de l'ENSP sur la dépression et la détresse pour obtenir des données sur les problèmes de santé mentale. L'échelle de détresse comprend de nombreux symptômes d'anxiété (p. ex. se sentir nerveux, agité) et, alliée à l'échelle de dépression, donne un aperçu assez complet des problèmes de santé mentale de la population. La dépression était définie conformément à la définition de Statistique Canada² comme une probabilité de 90 % ou plus d'avoir eu un épisode de dépression majeure au cours de l'année écoulée; le taux global de prévalence s'élève à 4 %. À la différence de la dépression, il n'y a pas de définition vérifiée de façon indépendante de la «détresse intense» pour la mesure employée dans l'ENSP. Nous avons utilisé comme définition la réponse «beaucoup» ou «un peu» à la question «Dans quelle mesure ces sentiments perturbent-ils votre vie ou vos activités de tous les jours?», peu importe le niveau de détresse dans l'échelle de 24 items précédant la question sur l'impact. Selon cette définition, 15 % des Canadiens souffriraient de détresse.

Il existe une association assez étroite entre la dépression et la détresse : 53 % des personnes déprimées faisaient également état d'une détresse et 24 % des personnes souffrant de détresse étaient déprimées. Afin d'éviter que ces personnes soient comptées en double, toutes les analyses dans cet article ont porté sur les deux groupes à tour de rôle – toutes les personnes déprimées, ensuite les personnes souffrant de détresse qui ne sont pas déprimées.

Coûts directs

Le FEMC, 1993 s'est servi d'une approche «descendante» pour estimer les coûts directs de la maladie. Autrement dit, on a commencé par un total connu pour les coûts de santé et on les a répartis entre diverses catégories nosologiques, selon le principal diagnostic pour les soins reçus. Nous sommes par contre obligés dans la présente étude d'utiliser une approche «ascendante», qui tente d'estimer le volume des soins non médicaux associés aux problèmes de santé mentale, puis les coûts afférents.

L'ENSP a déterminé le nombre de consultations auprès de chaque type de professionnels de la santé (psychologues, travailleurs sociaux, médecins et autres professionnels de la santé) au cours des douze mois précédents, pour des raisons physiques, affectives ou de santé mentale? L'enquête a également examiné séparément les consultations de psychologues, de travailleurs sociaux, de médecins et autres, pour des raisons affectives ou de santé mentale, mais n'a pas établi le nombre de ces consultations de santé mentale. Pour estimer le nombre de consultations de travailleurs sociaux et de psychologues pour des raisons de santé mentale, nous avons combiné les données obtenues à ces deux questions distinctes. En outre, pour exclure les consultations de psychologues et de travailleurs sociaux remboursées par le régime public d'assurance-maladie (p. ex. dans les hôpitaux) qui ont déjà été prises en compte dans les prévisions du FEMC et pour pallier le fait que nous ne disposions pas de données sur le lieu de la consultation, nous avons corrigé le nombre total de consultations pour tenir compte de la proportion de consultations de psychologues ou de travailleurs sociaux sans consultation d'un médecin. Comme nous l'avons mentionné précédemment, 79 % des sujets ont consulté un psychologue et 71 % ont vu un travailleur social^a.

Le nombre de consultations de psychologues et de travailleurs sociaux par l'ensemble des personnes déprimées et des personnes souffrant de détresse mais non de dépression est tiré de l'ENSP, a été ajusté pour tenir compte de la proportion de consultations en établissement et a été ajusté par la suite en fonction d'une croissance démographique de 1,4 % entre 1996-1997 et le milieu de 1998^a, puis a été multiplié par le coût moyen de telles visites (125 \$)^b.

Pour ce qui est des médicaments, les données de l'ENSP comportent des limites importantes. Elles se bornent aux déclarations de prise de médicaments au cours du mois précédent et aucune information ne nous permet d'estimer la fréquence annuelle d'utilisation. À moins qu'on puisse obtenir la fréquence d'une autre

source récente et comparable, le coût de ces médicaments doit être limité au coût estimé par le FEMC, 1993, qui n'inclut que les ordonnances rédigées dans le cadre des soins médicaux.

Coûts indirects

Les coûts indirects des problèmes de santé mentale qui ne sont pas entièrement comptabilisés dans l'analyse du FEMC, 1993 sont, pour les raisons mentionnées ci-dessus, les coûts liés aux jours de travail perdus à court terme à cause de la dépression ou de la détresse. Dans notre étude, le nombre de jours de travail perdus à court terme est calculé à partir des réponses aux questions de l'ENSP sur les jours d'invalidité au cours de deux semaines (jours de réduction d'activité + jours au lit). Le nombre *en excès* de jours d'absence associés à la dépression s'obtient en comparant les jours d'invalidité des personnes déprimées par rapport à ceux des personnes non déprimées puis, parallèlement, ceux des personnes souffrant de détresse par rapport à ceux des personnes n'en souffrant pas. Bien que la raison de santé invoquée pour le congé n'a pas été établie avec certitude et qu'il faille présumer qu'elle est liée à la santé mentale, cette procédure est analogue à celle qui consiste à attribuer le nombre excédentaire de journées de maladie aux fumeurs⁷.

Comme la prévalence de la dépression et de la détresse varie suivant la situation sur le marché du travail, nous avons estimé les jours de travail perdus séparément pour les travailleurs à temps partiel, les travailleurs à temps plein et les personnes sans emploi. Comme l'ENSP n'identifie pas les jours de la semaine où l'activité a été réduite, nous avons estimé la proportion de jours ouvrables en présumant que la probabilité qu'un jour soit un jour de congé de maladie est la même pour tous les jours de la semaine et en multipliant le total par 5/7 (jours ouvrables habituels/semaine). On a retranché deux semaines de vacances par année, et le total sur deux semaines a été ensuite multiplié par 25 pour donner une estimation annuelle des jours de travail d'activité réduite. Faute d'une déclaration exacte du nombre d'heures travaillées par semaine, nous avons pondéré le nombre de jours perdus par les travailleurs à temps partiel par un facteur de 0,5 lorsque nous avons estimé leur contribution au nombre total d'heures de travail de la population active. Nous avons calculé la valeur en dollars de ce temps perdu en utilisant le revenu d'emploi moyen des travailleurs à temps plein et à temps partiel publié par Statistique Canada⁸ et l'avons exprimée en dollars de 1998.

Pour rester fidèles à la démarche du FEMC, 1993, nous avons également calculé les jours d'invalidité des

^a Dans le cas des psychologues, cela correspond assez bien à une estimation de 69 % des heures de service dispensé en cabinet privé (par opposition à des services en établissement) par 1 065 répondants à une enquête de 1999 auprès de 3 240 psychologues inscrits dans le Répertoire canadien des psychologues offrant des services de santé⁶.

^b Nous avons communiqué avec les organismes provinciaux de réglementation des psychologues et des travailleurs sociaux pour obtenir les barèmes de tarifs : 6 ont répondu, ce qui représente 85 % de la population canadienne. Bien que les honoraires varient grandement (de 60 \$ à 180 \$/séance) à l'intérieur d'une province et d'une province à l'autre, la moyenne pondérée est de 125 \$. Ce chiffre a été confirmé comme étant raisonnable par le Répertoire canadien des psychologues offrant des services de santé (P.L.-J. Ritchie, communication personnelle, 13 octobre 2000).

TABLEAU 1
Nombre de consultations de travailleurs sociaux et de psychologues pour des raisons de santé mentale, Canada, 12 ans et plus, 1998

Affection	Travailleur social ^a	Psychologue ^a	Total ^a	1998
Dépression	1 491 423	858 223	2 349 646	2 382 541
Détresse (sans dépression)	279 634	327 604	607 238	615 739
Les deux affections				
– tous les milieux	1 771 057	1 185 827	2 956 884	2 998 280
– rémunération à l'acte seulement	1 257 450	936 803	2 194 253	2 224 973

^a Source des données non ajustées : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier partagé de 1996-1997

personnes à l'extérieur du marché du travail. Une proportion des journées d'invalidité des travailleurs à temps plein (deux jours sur sept) et des travailleurs à temps partiel (quatre jours et demi sur sept) a été ajoutée à ce total pour tenir compte de la réduction d'activité en dehors des heures ouvrables habituelles. Pour obtenir la valeur de ce temps perdu, nous avons présumé que le travail non rémunéré valait 15 000 \$ par année, sur la base d'une salaire horaire de 7,50 \$ et de 2 000 heures de travail par année. Cette démarche concorde avec l'approche «généraliste» de la valeur du travail non rémunéré utilisée pour le FEMC, 1993⁹.

Puis, nous avons ajusté le total des jours d'invalidité pour tenir compte du fait que la plupart ne sont pas des jours d'inactivité complète, mais seulement d'activité réduite. Dans le cas des personnes sur le marché du travail, ces jours de «réduction d'activité» représentent 74,1 % de tous les jours d'invalidité sur deux semaines². Si les jours de réduction d'activité sont pondérés comme équivalant à 0,5 jour au lit, l'ajustement requis pour tenir compte de la proportion de jours de réduction d'activité est donc le suivant : $(74,1 \times 0,5 + [1 - 74,1] \times 1,0) = 0,6285$.

Résultats

Coûts directs – consultations de professionnels de la santé autres que des médecins

En 1996-1997, les personnes déprimées de 12 ans et plus qui ont consulté des professionnels pour des raisons de santé mentale ont été à l'origine de près de 1,5 million de consultations auprès de travailleurs sociaux et plus de 850 000 consultations de psychologues (tableau 1). L'équivalent pour 1998 est estimé à 2,38 millions de consultations au total compte tenue d'une croissance démographique de 1,4 %⁴. De plus, 1,6 million de Canadiens ont dit souffrir de détresse sans être déprimés. Bien que la grande majorité d'entre eux n'aient pas consulté de professionnels de la santé mentale, il faut néanmoins compter environ 280 000 consultations de travailleurs sociaux et 328 000 consultations de psychologues, ce qui est l'équivalent de 616 000 consultations en 1998.

Lorsque la dépression et la détresse sont combinées, on en arrive à un total de près de 3 millions de consultations de psychologues et de travailleurs sociaux en 1998. Environ 2,2 millions de ces consultations ont été faites en dehors des établissements moyennant une rémunération à l'acte (tableau 1). À un tarif de 125 \$ chacune, ces consultations ont coûté en tout plus de 278 millions \$.

Coûts indirects – jours d'absence du travail

En 1998, près de 678 000 Canadiens sur le marché du travail ont accumulé plus de 39 000 personnes-années en excès de réduction d'activité sur une courte période à cause de la dépression, et deux autres millions de travailleurs comptaient plus de 115 000 personnes-années d'absence du travail liée à la détresse (tableau 2). Chez les Canadiens sans emploi, plus de 76 000 jours d'activité réduite étaient associés à la dépression et 224 000 à la détresse.

Après correction pour tenir compte du travail à temps partiel, de l'inflation et de la prépondérance des jours de réduction d'activité par rapport aux jours au lit, la valeur totale des jours de travail perdus s'élevait à 2,16 milliards \$. Un montant équivalant à 3,86 milliards \$ en travail non rémunéré a été également signalé par les personnes déprimées et souffrant de détresse. La valeur totale des jours de travail rémunéré et non rémunéré perdus qui est associée à ces troubles s'établissait à 6,02 milliards \$ en 1998 (tableau 2).

Résumé

Le tableau 3 résume les coûts directs et indirects de la dépression et de la détresse qui ont été estimés dans la présente étude, ainsi que les coûts directs et les coûts indirects des troubles mentaux traités par des médecins, tels qu'estimés par le LLCM. Compte tenue de l'inflation entre 1993 et 1998, la nouvelle estimation pour le fardeau économique des problèmes de santé mentale est 71 % plus élevée que les estimations antérieures publiées¹. Le total s'élève à 14,4 milliards \$ en 1998.

Analyse

Nos calculs visant à obtenir une estimation plus complète du fardeau économique que représentent les problèmes de santé mentale montrent que les estimations

TABLEAU 2
Coûts indirects de la dépression et de la détresse, Canada, 15 ans et plus, 1998

Affection	Population touchée ^a	Jours en surnombre de travail perdus		Coût \$
		Jours en moyenne dans 2 semaines ^a	Total des personnes-années	
Dépression				
– travail rémunéré	677 625	0,84	39 075	451 676 778
– travail non rémunéré ^b	536 221	2,00	76 393	967 268 150
Détresse/sans dépression				
– travail rémunéré	2 043 168	0,82	115 397	1 711 976 531
– travail non rémunéré ^b	2 341 064	1,34	224 126	2 892 781 577
Both conditions				
– travail rémunéré	2 720 793	0,83	154 472	2 163 653 309
– travail non rémunéré ^b	2 877 285	1,51	300 519	3 860 049 727
Total	5 598 078	1,28	454 991	6 023 703 036

^a Source : Enquête nationale sur la santé de la population, fichier partagé de 1996-1997

^b Inclut la valeur du travail non rémunéré des travailleurs à temps plein et à temps partiel lorsqu'ils sont absents du travail.

TABLEAU 3
Résumé des coûts associés aux problèmes de santé mentale, Canada, 1998
(en millions de \$)

	Coût	Source ^a
Traitement		
– des troubles diagnostiqués		
– médicaments	642	LLCM
– médecins	854	LLCM
– hôpitaux	3 874	LLCM
– autres établissements	887	LLCM
– de la dépression et de la détresse		
– professionnels de la santé mentale non affiliés au régime public	278	Cette étude
Total	6 257	
Baisse de productivité		
– invalidité de courte durée	6 024	Cette étude
– invalidité prolongée	1 708	LLCM
– décès prématuré	400	LLCM
Total	8 132	
Total	14 389	

^a Estimations du LLCM tirées de la référence 1, ajustées pour tenir compte d'une inflation de 6,68 % entre 1993 et 1998⁵.

antérieures peuvent être beaucoup trop faibles, surtout parce qu'elles attribuent une part trop petite de la productivité perdue aux problèmes de santé mentale¹. La présente étude peut cependant sous-estimer elle aussi la valeur réelle de ce fardeau, à cause de plusieurs limites, notamment les suivantes :

- Les problèmes de santé mentale qui pour une fois sont pris en compte dans cette analyse se limitent à la

dépression et à la détresse. Ces troubles sont importants mais n'englobent pas tous les problèmes de santé mentale; d'autres comme les phobies n'ont pu être comptabilisés, bien que certains symptômes d'anxiété fassent partie de l'échelle de détresse.

- La définition de la dépression dans l'ENSP est restrictive : elle ne prend en compte que les personnes qui disent être tristes, mélancoliques ou déprimées pendant deux semaines ou plus de suite au cours des douze mois précédents *et* dont les réponses à une liste de symptômes indiquent qu'il existe une probabilité d'épisode de dépression majeure de 90 % ou plus au cours de l'année écoulée. Cette définition aurait pour effet d'exclure les états dépressifs transitoires; ces personnes pourraient cependant s'être absentes de leur travail ou avoir délaissé d'autres activités habituelles.
- Il n'était pas possible d'estimer le coût des médicaments en vente libre qui auraient pu être pris pour contrer la dépression et la détresse. Selon l'ENSP, il s'agirait de somnifères, d'analgésiques, de médicaments pour les troubles d'estomac et de laxatifs, mais il n'existe pas de données à l'échelle individuelle sur la fréquence d'utilisation, données dont on aurait besoin pour calculer la consommation annuelle.
- Il n'est pas sûr que l'ampleur réelle de la réduction de la productivité associée à la détresse et à la dépression soit bien mesurée par la question utilisée dans l'ENSP, «[Au cours des 14 derniers jours], est-ce que vous avez été alité(e) ou a-t-il fallu que vous vous limitiez dans vos activités habituelles à cause d'une maladie ou d'une blessure?» Il semble peu probable que la détresse, en particulier, soit considérée par tous comme une «maladie».

- Les jours de travail perdus à long terme n'ont pas été comptabilisés dans cette analyse à cause des limites inhérentes aux données, notamment la forte possibilité que la dépression et la détresse soient le *résultat* aussi bien que la *cause* de la réduction de l'activité.
- La valeur de la réduction de la productivité des personnes sans emploi a été considérée comme étant l'équivalent de 15 000 \$ par année, chiffre très prudent.
- Le coût de la violence et du décrochage scolaire précoce qui peuvent accompagner la dépression et la détresse n'a pas été comptabilisé. Nous n'avons pas non plus inclus le coût du tabagisme, de l'abus de drogues et d'alcool pris pour faire face à la dépression et à la détresse, ni le coût du soutien apporté par la famille et les amis aux personnes dans le besoin. Nous n'avons pas non plus estimé l'importante somme de temps consacré au counselling personnel en temps de crise par d'autres professionnels, p. ex. orienteurs dans les écoles, personnel des PAE au travail et le clergé dans la collectivité.

Toutes les limites susmentionnées auraient pour effet de sous-estimer le fardeau économique réel. Seule une limite – la co-morbidité – pourrait gonfler ces estimations.

Bien qu'il soit possible d'estimer les jours en surnombre d'absence du travail associée à la dépression et à la détresse (tableau 2), il n'y a pas moyen de savoir si les problèmes de santé mentale sont la *cause première* de la perte de productivité ou s'il existe une affection concomitante à l'origine, vu que l'ENSP ne fournit pas ce détail (et, comme nous l'avons mentionné, d'autres sources comme l'Enquête sociale et de santé du Québec ne permettent pas de le savoir). Si des troubles autres que des problèmes de santé mentale sont à l'origine de la baisse de productivité associée à la dépression et à la détresse dans cette analyse, ils semblent cependant être limités : les personnes déprimées déclarent la *moitié* des troubles physiques concomitants (1,8) signalés par les personnes souffrant d'affections physiques chroniques (3,3) (G. Torrance, communication personnelle, 1^{er} mai 2000). S'il est vrai qu'il existe une association entre la dépression et le nombre de problèmes de santé physique, de même qu'entre la détresse et la santé physique, ce lien est modeste dans le cas des personnes qui souffrent d'un ou deux problèmes physiques³.

Toutes ces limites font que les estimations présentées dans cet article sont probablement assez prudentes. Nous pouvons donc conclure avec assez d'assurance que le fardeau économique des troubles mentaux – traités par des médecins ou non – s'élève *au minimum* à 14,4 milliards \$ par année.

Répercussions

Les principales répercussions de cette étude sont similaires à bien des égards à celles décrites dans une analyse récente de l'état de santé mentale des Canadiens³. L'élément nouveau est le montant en dollars.

Ces résultats donnent nettement à penser que la promotion de la santé mentale des Canadiens serait un bon investissement, non seulement pour prévenir les problèmes de santé mentale mais aussi pour réduire le fardeau économique impressionnant qui en découle. La présente analyse démontre que ce fardeau est beaucoup plus élevé que ce qui avait été évoqué dans les études antérieures³; en effet, les coûts seraient beaucoup plus élevés que ce qu'indiquent les données disponibles, en raison des nombreuses limites décrites ci-dessus.

Qui plus est, le nombre de personnes souffrant de détresse peut *croître*, suivant en cela la tendance observée au chapitre de la pauvreté des enfants, de la disparité des revenus, du travail à temps partiel imposé, de la monoparentalité, du chômage chez les jeunes et de la baisse des dépenses dans les domaines de la santé, du bien-être et de l'éducation^{3,10}. Il est frappant de voir que les jeunes affichent maintenant les taux de détresse les plus élevés dans la population, alors qu'il avaient les taux les plus faibles il y a 20 ans^{3,10}. Cette tendance laisse entrevoir la possibilité que les jeunes de la cohorte actuelle aient des problèmes toute leur vie, tendance exacerbée par la forte baisse du soutien fourni par la collectivité et le système de santé mentale. La situation continuera de se détériorer tant et aussi longtemps que les réseaux de soutien personnel et le filet de sécurité sociale ne seront pas remis en état et entretenus. Il peut être très difficile de maintenir les avantages possibles que retirent les enfants et les jeunes des divers programmes lorsqu'il n'y a pas de soutien dans la famille et la collectivité¹¹. On peut accroître le soutien social en favorisant le développement de relations enrichissantes dans la famille et l'environnement social – c'est-à-dire l'école, le milieu de travail, la collectivité et les institutions¹².

Il est sûr qu'en offrant seulement un plus grand nombre de «services», on ne répondra pas efficacement aux besoins en santé mentale de la population. Comme environ 60 % des personnes souffrant de problèmes de santé mentale ne reçoivent pas de soins d'un professionnel de la santé, le vide apparent à combler au chapitre des services est simplement trop énorme. Ce dont on a de toute évidence besoin c'est d'un type différent d'investissement pour promouvoir la santé mentale de la population. De façon générale, il pourrait s'agir de mesures visant à doter les individus et les communautés des ressources dont elles ont besoin et de favoriser la résilience chez les personnes de tout âge^{13,14}. La contribution importante des problèmes de santé mentale au fardeau général de la maladie est prise en considération par un nombre croissant de pays, dont le Canada, les États-Unis, l'Australie, la Nouvelle-Zélande et les États membres de l'Union européenne, qui sont tous en train d'élaborer des plans d'action ou d'autres initiatives pour promouvoir la santé mentale de leur population¹¹. Comme le montre notre analyse, les dollars ainsi investis ne constitueraient qu'un investissement infime par rapport au fardeau économique que la société devra supporter si rien n'est fait.

Les résultats de cette analyse ont également des répercussions dans le domaine de la recherche, notamment en ce qui concerne la collecte de données dans les futures enquêtes menées dans la population. Afin de calculer adéquatement les coûts directs et indirects, il est essentiel de déterminer a) la raison invoquée par le répondant pour réduire ses activités normales, de façon à pouvoir prendre en compte la co-morbidité, b) si les services de santé mentale reçus ont été pris en charge par le régime public d'assurance-maladie et c) la fréquence d'administration et la dose des médicaments en vente libre pris pour des raisons de santé mentale. Pour accroître la validité de ces déclarations, les réponses devraient être obtenues directement des répondants; les déclarations de tiers ne devraient pas être acceptées. Même si l'on améliore les données, le fardeau économique que représentent les problèmes de santé mentale continuera probablement d'être sous-estimé tant que ces derniers ne seront pas signalés aussi ouvertement que les problèmes de santé physique.

Remerciements

Cette étude a bénéficié de l'aide financière de l'Unité de promotion de la santé mentale de Santé Canada; George Torrance, de Santé Canada, nous a donné accès au fichier partagé de l'ENSP de 1996-1997. George Torrance, Doug Angus et des évaluateurs anonymes ont formulé des commentaires constructifs après lecture des versions antérieures de cet article.

Références

1. Moore R, Mao Y, Zhang J, Clarke K, Laboratoire de lutte contre la maladie. *Fardeau économique de la maladie au Canada, 1993*. Ottawa: Santé Canada, 1997.
2. Statistique Canada. Enquête nationale sur la santé de la population, 1996/97. Fichier de données partagées et fichier de données à grande diffusion.
3. Stephens T, Dulberg CS, Joubert N. La santé mentale de la population canadienne : une analyse exhaustive. *Mal Chron Can* 1999;20 (3)118-126.
4. Statistique Canada. CANSIM-matrices 6367-6378 et 6408-6409.
5. Statistique Canada. Indice des prix à la consommation, classification de 1996, annuels, Canada, sommaire historique CANSIM, Matrice 9957.
6. Doody K. CRHSPP registrants speak: "Tell us more about the CRHSPP." *Rapport* 2000, 7 (1), 10.
7. Choi BK, Robson L, Single E. Estimation des coûts économiques de l'abus de tabac, de l'alcool et des drogues illicites : Étude des méthodologies et des sources de données canadiennes. *Mal Chronic Can* 1997; 18(4):149-165.
8. Statistique Canada. Gain des hommes et des femmes. N° au catalogue 13-217-X1B.
9. Statistique Canada. Travail non rémunéré des ménages. *Le Quotidien*, 20 déc. 1995.
10. Stephens T. *Population Mental Health in Canada*. Ottawa: Unité de promotion de la santé mentale, 1998.
11. Joubert N. Promoting the best of ourselves : Mental health promotion in Canada. *International Journal of Mental Health Promotion* 2001;3:35-40.
12. Cohen S, Underwood LG, Gottlieb BH. *Social Support Measurement and Intervention*. New York: Oxford University Press, 2000.
13. Pransky J. *Prevention: The Critical Need*. Springfield: Burrel Foundation and Paradigm Press, 1991
14. Durlak J & Wells AM. *Primary prevention mental health programs for children and adolescents : A meta-analysis review*. *American Journal of Community Psychology* 1997; 25:115-152. ■

L'état d'entreposage des armes à feu longues gardées à domicile, au Québec

Michel Lavoie, Lise Cardinal, Antoine Chapdelaine et Danielle St-Laurent

Résumé

Cette enquête a été réalisée en 1994, pour décrire l'état d'entreposage des armes à feu (AAF) gardées à domicile, au Québec. Trente cinq pour cent (175/504) des participants ayant une AAF longue entreposée à leur domicile contrevenaient aux règlements canadiens sur l'entreposage des AAF, le plus souvent (85 % des cas; n = 149) parce qu'au moins une arme longue était entreposée en étant à la fois opérante et accessible. Trente sept pour cent des participants affirmaient que personne, y compris eux-mêmes, n'avait utilisé leur(s) arme(s) longue(s) au cours des 12 derniers mois précédant l'enquête. Ces résultats suggèrent deux pistes d'action concernant les AAF longues gardées à domicile : rendre ces armes soit inopérantes ou inaccessibles pour augmenter le taux de conformité à la réglementation sur l'entreposage des AAF et se départir des AAF non utilisées. Les résultats de cette enquête n'ont jamais été publiés et s'avèrent les seuls du genre à être disponibles pour le Québec.

Mots clés : arme à feu; domicile; enquête; entreposage

Introduction

Au Canada, entre 1989 et 1997, 1 252 décès par arme à feu (AAF) ont été observés en moyenne, chaque année : 80 % sont des suicides, 15 % des homicides, 4 % des «accidents», et 1 % de causes indéterminées¹. Environ le tiers de ces décès (30 %) ont été observés au Québec². La majorité (au moins 3 sur 4) des décès par AAF au Québec sont liés à la décharge d'une *arme longue* (un fusil ou une carabine), et plus rarement à une arme de poing (un pistolet ou un revolver)³. Une étude réalisée au Québec sur 425 cas de suicide par AAF répertoriés entre le 1^{er} septembre et le 31 décembre 1996 révèle que 30 % des victimes n'étaient pas propriétaires de l'arme en cause et que dans la plupart des cas, celle-ci n'était pas entreposée de façon sécuritaire⁴.

En 1992, le Canada arrivait au sixième rang parmi 26 pays ayant un produit national brut élevé (selon la classification de la Banque mondiale) concernant le taux de décès par AAF (taux pour 100 000 de population ajusté pour l'âge), avec un taux de 4,31, comparativement à 14,24 aux États-Unis (premier rang) et à 0,05 au Japon (dernier rang)⁵. En 1993, les coûts directs et indirects associés aux décès et aux blessures causés par une AAF au Canada étaient estimés à 6,6 milliards de dollars⁶.

Des enquêtes cas-témoins réalisées aux États-Unis ont démontré que la présence d'une AAF dans un domicile augmentait le risque de décès par balle chez les membres de la maisonnée et leurs proches : les personnes vivant dans un domicile où il y avait une AAF étaient 4,7 fois plus à risque de suicide⁷ et 2,7 fois plus à risque d'homicide⁸ que celles vivant dans un domicile sans AAF. Le risque de suicide était multiplié par neuf (9,0) si l'arme à feu gardée à domicile était chargée (par rapport à un domicile sans AAF) comparativement à trois (3,0) si l'arme était verrouillée ou rendue inopérante⁷. Par ailleurs, les membres d'une maisonnée où il y avait une AAF étaient 22 fois plus à risque de mourir par balle (suicide, homicide ou accident) que de tuer un intrus avec une AAF pour se protéger⁹.

Pour réduire le nombre de victimes par AAF, plusieurs experts considèrent important de diminuer l'accessibilité aux AAF : 1) en réduisant le nombre de domiciles où une AAF est présente ou 2) en améliorant l'état d'entreposage des AAF gardées à domicile^{10,11}. Au Canada, la Loi sur le contrôle des armes à feu comporte des dispositions au regard de l'une et l'autre stratégies¹². Les dispositions relatives aux règles d'entreposage des AAF sont en vigueur depuis janvier 1993¹³. Ces dispositions stipulent qu'une AAF, pour être rangée de façon

Références des auteurs

Michel Lavoie, Lise Cardinal et Antoine Chapdelaine, Direction de la santé publique de Québec, et de l'Institut national de santé publique du Québec (Québec)

Danielle St-Laurent, Institut national de santé publique du Québec (Québec)

Correspondance: D^r Michel Lavoie, Direction de la santé publique de Québec, 2400 d'Estimauville, Beauport (Québec) G1E 7G9; Téléc. : (418) 666-2776; Courriel : lavoie.michel@sss.gouv.qc.ca

sécuritaire, doit être non chargée, rendue inopérante ou inaccessible, et de préférence, être placée dans un lieu distinct de celui de ses munitions¹³.

Cet article présente les résultats d'une enquête réalisée en 1994, pour décrire les conditions d'entreposage des AAF gardées à domicile au Québec¹⁴, au regard de la réglementation canadienne sur les AAF¹³. Ces résultats représentent donc une estimation du niveau de conformité à cette réglementation, peu de temps après son entrée en vigueur. Ils n'ont jamais été publiés et s'avèrent les seuls du genre à être disponibles pour le Québec.

Méthodologie

La population cible était constituée des résidents du Québec qui, au 1^{er} septembre 1994, étaient âgés de 18 ans ou plus et possédaient au moins une AAF entreposée à leur domicile. L'enquête a été réalisée auprès de 515 propriétaires d'AAF. Ces personnes ont été identifiées à partir d'un échantillon aléatoire de 4 654 ménages sélectionnés au moyen de l'annuaire téléphonique du Québec. Ces ménages ont été sélectionnés en respectant le poids démographique des régions administratives du Québec. Seulement 17 % (n = 792) de ces ménages portaient au moins une AAF entreposée par un adulte.

Le propriétaire de l'arme (ou des armes) entreposée(s) dans chacun de ces ménages a été invité à participer à l'enquête. En tout, 524 propriétaires d'AAF ont accepté cette invitation, mais neuf d'entre eux ont abandonné pendant la période de collecte des données. Le taux de participation est donc de 65 % (515/792). Quatre vingt dix huit pour cent (n = 504) des participants ont déclaré garder au moins une arme longue (fusil ou carabine) à leur domicile, mais seulement 7 % (n = 36) ont déclaré garder au moins une arme de poing (pistolet ou revolver). Seuls les résultats observés auprès des 504 propriétaires d'armes longues sont présentés. La marge d'erreur maximale pour un échantillon de cette taille (n = 504) s'établit à plus ou moins 4,4 %, selon un seuil alpha de 0,05.

Les données ont été recueillies du 1^{er} au 13 septembre 1994, soit environ un an et demi après l'entrée en vigueur des règles d'entreposage¹³ relatives à la *Loi sur le contrôle des armes à feu au Canada*¹² (1^{er} janvier 1993). La collecte des données était sous la responsabilité d'une firme de sondage professionnelle reconnue, «Le Groupe Léger & Léger Inc.». Les données ont été recueillies directement auprès des propriétaires d'armes longues lors d'entrevues téléphoniques. Les entrevues ont été réalisées par des enquêteuses professionnelles bilingues au moyen d'un questionnaire pré testé et standardisé apparaissant sur un écran d'ordinateur. Les données ont été saisies en cours d'entrevue. En moyenne, les entrevues ont duré 12 minutes.

L'état d'entreposage des armes longues a été décrit au regard des règlements canadiens sur l'entreposage des AAF¹³. Selon ces règlements, une arme longue est entreposée de façon sécuritaire si les trois critères suivants sont respectés : l'arme doit être non chargée (premier critère); elle doit être inopérante ou inaccessible

(deuxième critère); et ses munitions doivent être rangées en sécurité (troisième critère). Selon cette réglementation, une arme longue est déchargée (premier critère) s'il n'y a pas de munitions dans le chargeur. Pour être inopérante (deuxième critère), il faut que l'arme longue soit munie d'un dispositif qui permet de la verrouiller individuellement, ou bien qu'elle soit dépourvue d'une pièce essentielle à son fonctionnement (ex. : culasse). Pour être inaccessible (deuxième critère) l'arme longue doit être rangée dans un lieu verrouillé et solide. Un lieu est jugé solide s'il est difficile à forcer et à défoncer. Il peut s'agir d'un compartiment, d'un contenant ou d'une pièce. Quant aux munitions (troisième critère), elles doivent être rangées dans un lieu distinct de celui de l'arme. Il est également permis de ranger les munitions avec l'arme si le lieu de rangement est inaccessible (lieu verrouillé et solide). Dans ce cas, le lieu de rangement doit toutefois être un contenant ou un compartiment, et non une pièce.

L'état d'entreposage des armes longues a été décrit en questionnant chacun des participants au regard d'une seule arme longue pour des raisons d'ordre pratique et méthodologique (plusieurs questions sont nécessaires pour évaluer l'état d'entreposage de chaque arme). Ainsi, lorsqu'un participant déclarait garder plus d'une arme longue à son domicile, une seule arme était sélectionnée au hasard. Le cas échéant, l'arme était choisie à partir d'une liste comprenant l'ensemble des armes déclarées par le répondant concerné, au moyen d'un logiciel conçu à cette fin.

Chaque participant a été invité à répondre à une série de questions spécifiques afin de préciser : si son arme était munie d'un dispositif permettant de la verrouiller individuellement; si elle était pourvue de toutes ses pièces; si le lieu où elle était rangée était un contenant, un compartiment ou une pièce; si ce lieu était verrouillé; et, le cas échéant, si ce lieu était difficile à forcer ou à défoncer; si les munitions étaient rangées avec l'arme ou dans un lieu distinct de celui de l'arme; et finalement, si l'arme était chargée.

Les réponses de chacun des participants étaient analysées en cours d'entrevue, au moyen d'un programme informatique, pour déterminer si l'état d'entreposage de l'arme était ou non conforme aux trois critères retenus. Au terme de cette analyse, chaque participant était classé selon deux catégories : «non-contrevenant» (l'arme longue étudiée respecte les trois critères retenus) ou «contrevenant» (l'arme longue étudiée ne respecte pas au moins l'un des trois critères retenus). Les non-contrevenants étaient réputés entreposer leur arme longue de façon sécuritaire, et les contrevenants, de façon non sécuritaire.

Résultats

Les participants sont en majorité âgés entre 35 et 54 ans (53 %). Les hommes (n = 465) sont neuf fois plus nombreux que les femmes (n = 50). Dans 96 % des cas, la langue parlée est le français. Neuf fois sur dix, les participants habitent avec une autre personne. Ils résident

Motifs invoqués	% ^b
Pour la chasse	87,0
Tir à la cible	11,0
Collection	7,0
Un souvenir	5,0
Auto-protection	3,0
Emploi	2,0
Prédateurs, animaux nuisibles	1,0
Autre	1,0

^a Fusil ou carabine.
^b Le total excède 100 %. Certains des participants (n = 504) ayant invoqué plus d'un motif de possession (n = 593).

plus souvent en milieu rural (60 %) qu'en milieu urbain (40 %). La majorité des participants (64 %) déclarent avoir complété 12 années ou moins de scolarité.

En moyenne, les participants gardent 2,7 armes longues à leur domicile. Trente deux pour cent n'en gardent qu'une, 29 % deux, 18 % trois, et 21 % quatre ou plus. Les trois armes longues les plus populaires sont par ordre décroissant, le fusil de calibre 12 (55 %), la carabine de calibre .22 (42 %) et le fusil de calibre .410 (24 %). Dans 22 % des cas, les participants déclarent que d'autres personnes ont accès à leur(s) arme(s). Trente sept pour cent des répondants affirment que personne, y compris eux-mêmes, n'a utilisé l'une de leurs armes au cours des 12 derniers mois précédant l'enquête.

La chasse (87 %) est de loin le premier motif évoqué par les participants pour posséder une arme longue (tableau 1). Une très faible proportion des participants déclarent posséder une AAF pour l'auto-protection (3 %) ou pour chasser les prédateurs ou les animaux nuisibles (1 %). Au moment de l'enquête, 91 % des participants disaient avoir déjà suivi une formation sur le maniement des armes à feu, et 53 % des participants savaient qu'une loi régissait l'entreposage des AAF, au Canada.

Les résultats observés démontrent que 65 % (n = 329) des participants avaient au moins une arme longue entreposée de façon sécuritaire à leur domicile, au moment de l'enquête (respect des trois critères). De façon plus spécifique, presque tous les participants ont indiqué que l'arme longue au sujet de laquelle ils étaient questionnés était entreposée non chargée (99,6 %; premier critère), et que les munitions de cette arme était rangées en sécurité (91 %; troisième critère). Par contre, 70 % des propriétaires ont déclaré que l'arme longue étudiée était inopérante ou inaccessible (deuxième critère).

En contrepartie, ces résultats démontrent que 35 % (n = 175) des participants contrevenaient à au moins l'un des trois critères d'entreposage retenus. La probabilité d'être contrevenant était plus grande (tableau 2) pour les participants ayant le français comme langue parlée

Facteurs	Contre-venants ^b (n = 175)	Non-contre-venants (n = 329)	Total (n = 504)	
	%	%	%	(n)
Langue parlée				
Français	36 ^c	64	100	(482)
Autre	14	86	100	(22)
Savoir qu'une loi régit l'entreposage des AAF				
Oui	27	73	100	(267)
Non	43 ^c	57	100	(160)
NSP/NRP	43	57		(77) ^d
AAF accessible à une autre personne				
Oui	46 ^c	54	100	(109)
Non	32	68	100	(394)

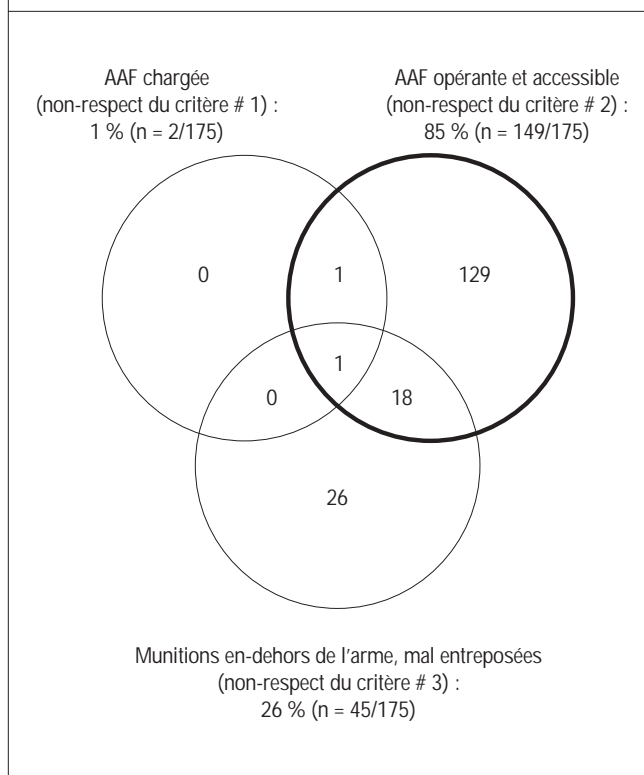
^a Fusil ou carabine
^b Non-respect d'au moins l'un des 3 critères d'entreposage
^c p < 0,05
^d Non pris en compte

(p < 0,05); pour ceux dont au moins une arme longue était accessible à une tierce personne (p < 0,05); et enfin, pour ceux ignorant qu'au Canada, l'entreposage des armes longues était régi par une loi (p < 0,05). Cependant, les autres variables étudiées ne sont pas associées à l'état d'entreposage des armes longues (p ≥ 0,05): âge (18-34; 35-54; 55+); sexe (homme, femme); lieu de résidence (rural, urbain); années de scolarité complétées (≤ 12, > 13); revenu familial (< \$40 000, ≥ \$40 000); habite seul (oui, non); présence d'enfants de moins de 18 ans (oui, non); nombre d'armes possédées (1, 2, 3, 4+); motifs de possession des armes (chasse, tir à la cible, collection); calibre des armes (12, .22, .410); arme(s) non utilisée(s) au cours des 12 derniers mois (oui, non); et antécédents de formation sur les AAF (oui, non).

La figure 1 présente les résultats observés pour les 175 contrevenants : 85 % (n = 149) d'entre eux contreviennent à la réglementation canadienne sur l'entreposage des AAF parce qu'ils ont au moins une arme longue entreposée à leur domicile en étant à la fois opérante (arme non munie d'un dispositif permettant de la verrouiller individuellement et pourvue de toutes ses pièces) et accessible (arme rangée dans un lieu non verrouillé ou bien dans un lieu verrouillé mais non solide – facile à forcer ou à défoncer).

Les 149 contrevenants ayant au moins une arme longue opérante et accessible (non-respect du deuxième critère d'entreposage) ont fait l'objet d'analyses plus détaillées. Dans un premier temps, chacun de ces contrevenants (n = 149) a été invité à répondre à la question suivante : «Si vous deviez améliorer la sécurité dans

FIGURE 1
Répartition des contrevenants (n = 175/504)
selon le non-respect des trois critères
d'entreposage étudiés concernant les AAF
langues (fusil ou carabine)



l'entreposage de vos AAF, quelle action entreprendriez-vous en premier lieu?» (une liste d'actions possibles leur était suggérée mais une seule action pouvait être choisie). Les deux actions les plus souvent mentionnées par ces contrevenants pour améliorer la sécurité de leur arme sont respectivement : 1) le fait de rendre l'arme inopérante, c'est-à-dire la verrouiller individuellement ou lui enlever une pièce nécessaire pour tirer (40 %; n = 60); et, 2) le fait de rendre l'arme inaccessible, c'est-à-dire la garder dans un lieu verrouillé et solide (24 %; n = 36).

Par la suite, chacun de ces contrevenants a été invité à répondre aux questions suivantes : «Pourquoi votre arme est-elle entreposée en étant opérante d'une part, et accessible d'autre part?» et «Qu'est ce qui pourrait vous inciter à rendre votre arme inopérante d'une part, et inaccessible d'autre part?» (aucun choix de réponse ne leur a été suggéré et une seule réponse était compilée pour chaque contrevenant). À chaque fois, la condition d'entreposage à l'étude était définie clairement pour s'assurer que chacun des contrevenants concernés en avait une bonne compréhension (arme opérante; arme inopérante; arme accessible; arme inaccessible).

- *Arme opérante* : Pour expliquer le fait que leur arme longue était opérante, les 149 contrevenants concernés ont indiqué que d'autres dispositions de sécurité étaient prises (19 %; n = 28), et que leur arme était

bien cachée (7 %; n = 10). La négligence est également une raison invoquée par un certain nombre de contrevenants (7 %; n = 10). Fait à noter, 15 % (n = 22) des contrevenants déclarent qu'aucune raison particulière ne justifiait le fait que leur arme soit gardée à domicile en étant opérante. La présence d'enfants est le principal élément de motivation invoqué par les contrevenants concernés pour les inciter à rendre leur arme longue inopérante (28 %; n = 42). Vingt-huit pour cent (n = 42) des contrevenants déclarent que rien de particulier pourrait les inciter à rendre leur arme inopérante.

- *Arme accessible* : Une proportion importante des 149 contrevenants concernés ont déclaré entreposer leur arme longue en étant accessible soit par négligence ou par habitude (13 %; n = 19), ou parce qu'ils considèrent que leur arme est bien cachée (9 %; n = 13). Le fait de ne pas disposer d'un autre endroit pour entreposer l'arme est également une raison invoquée par plusieurs contrevenants (8 %; n = 12). Soulignons que 15 % (n = 22) des contrevenants déclarent qu'aucune raison particulière ne justifie cet état de fait. Ici également, la présence d'enfants s'avère être le principal élément de motivation invoqué par les contrevenants concernés pour les inciter à rendre leur arme longue inaccessible (26 %; n = 39). Cependant, une forte proportion des contrevenants (35 %; n = 52) déclarent que rien de particulier pourrait les inciter à rendre leur arme inaccessible.

Discussion

Forces et limites

Plusieurs aspects de cette enquête méritent d'être soulignés :

- le taux de participation est de 65 %, ce qui est satisfaisant étant donné le sujet étudié (conditions d'entreposage des AAF) et la méthode de collecte des données (enquête téléphonique);
- les participants proviennent d'un échantillon aléatoire de 4 654 ménages dont la distribution tient compte du poids démographique des différentes régions administratives du Québec, ce qui est de nature à favoriser une bonne représentativité des résultats observés;
- l'état d'entreposage des armes longues a été décrit au regard des règlements canadiens sur l'entreposage des armes à feu, ce qui, en plus de constituer une première, permettait de fournir une mesure de base du niveau de conformité à ces règlements pour le Québec;
- les données sur l'état d'entreposage des armes proviennent des propriétaires d'armes eux-mêmes et non de tierces personnes, ce qui est de nature à favoriser une meilleure validité^{15,16};
- chacun des participants était interrogé sur l'état d'entreposage d'une seule arme longue par rapport à

un moment bien précis dans le temps (lors de l'entrevue), ce qui est de nature à réduire la présence de biais d'information lié notamment à la mémoire;

- le jugement final sur la conformité aux règles d'entreposage des armes relevait des chercheurs et non des propriétaires d'armes, ce qui constitue un avantage étant donné la complexité relative de ce jugement (trois critères devant être considérés).

En contrepartie, les résultats relatifs à l'état d'entreposage des armes longues sont sujets à trois types de biais. Le premier est lié au fait que l'état d'entreposage des armes constitue un comportement rapporté. Certains participants ont pu répondre intentionnellement que leur arme était entreposée de façon plus sécuritaire qu'elle ne l'était en réalité, ce qui aurait pour effet de sous-estimer le nombre de contrevenants.

Le deuxième type de biais est lié au fait que la participation à l'enquête était sur une base volontaire. Dans un tel cas, il est possible que les participants aient, en moyenne, plus tendance à se conformer aux règles d'entreposage relatives aux armes longues que ceux ayant refusé de participer à l'enquête, ce qui aurait également pour effet de sous-estimer le nombre de contrevenants.

Le troisième type de biais est lié au fait d'avoir questionné chaque répondant au sujet d'une seule arme longue. Lorsque plus d'une arme étaient gardées au domicile, il était possible que l'état d'entreposage de l'arme sélectionnée (celle ayant été l'objet du questionnaire) ait été différent de celui des autres armes. Dans le cas où les règles d'entreposage retenues étaient respectées uniquement pour l'arme sélectionnée, cela avait pour effet de sous-estimer le nombre de contrevenants; dans le cas contraire, il y a absence de biais.

Conditions d'entreposage

Selon les résultats observés dans la présente enquête, au moins 35 % des sujets à l'étude ayant au moins une arme longue entreposée à domicile contreviennent aux règlements canadiens sur l'entreposage des AAF¹³. Rappelons que 89 % (n = 156) des contrevenants déclarent habiter avec au moins une autre personne (dans 59 % des cas, il s'agit d'enfants âgés de moins de 18 ans), et que d'autre part, 29 % (n = 51) des contrevenants avouent que leur arme est accessible à une autre personne, le plus souvent un conjoint (70 %) ou un enfant (40 %).

Les résultats de cette enquête permettent d'estimer à au moins 6 % la proportion des foyers québécois comportant au moins une arme longue entreposée de façon non sécuritaire. Cette estimation a été obtenue en multipliant le pourcentage des foyers québécois où au moins une AAF est entreposée par un adulte (17 %) par le pourcentage de contrevenants parmi les sujets à l'étude (35 %).

Dans la présente enquête, l'état d'entreposage des armes longues n'est pas associé au fait d'avoir suivi une formation sur le maniement des armes à feu : autant de contrevenants que de non-contrevenants ont suivi une

telle formation. Cette absence d'association est probablement due au fait que la plupart des participants à l'étude n'ont jamais reçu une formation adéquate sur les conditions d'entreposage des AAF. En effet, au moment de l'enquête, soit en 1994, 91 % des participants ont déclaré avoir suivi une formation sur le maniement des AAF dans le passé. Cependant, avant l'entrée en vigueur des règlements canadiens sur l'entreposage des AAF, soit en janvier 1993, les conditions d'entreposage sécuritaire des armes longues n'étaient pas ou très peu abordées dans les activités de formation. Cette lacune a été corrigée après l'entrée en vigueur de ces règlements, mais la formation «enrichie» a été rendue obligatoire uniquement pour les nouveaux propriétaires d'AAF : les participants à la présente étude qui ont suivi cette nouvelle formation devraient donc être peu nombreux, celle-ci ayant été réalisée en 1994.

À notre connaissance, il n'existe pas vraiment de point de comparaison pour le Québec concernant les conditions d'entreposage des AAF. Cependant, une enquête réalisée en 1999, auprès de 282 propriétaires d'armes longues répartis dans les 10 provinces canadiennes, revêt un certain intérêt¹⁷. Mais des différences au plan méthodologique rendent les comparaisons entre ces deux enquêtes plutôt hasardeuses (annexe) : les populations à l'étude ne sont pas vraiment comparables; les critères utilisés pour évaluer l'état d'entreposage des armes longues diffèrent sensiblement; et les questions auxquelles devaient répondre les participants ne portaient pas sur le même nombre d'armes.

Les principaux résultats observés dans l'enquête de 1999 sont quand même présentés à titre indicatif : 99 % des participants ont indiqué que toutes les armes longues qu'ils gardaient à domicile étaient non chargées; 83 % ont déclaré que toutes leurs armes longues gardées à domicile étaient soit rangées dans un lieu verrouillé ou soit rendues inopérantes; et finalement, ils étaient 98 % à déclarer que toutes les munitions de leurs armes longues gardées à domicile étaient rangées de façon sécuritaire, c'est-à-dire soit dans un lieu distinct de celui de l'arme ou soit avec l'arme dans un compartiment verrouillé. Dans cette enquête, environ 17 % des participants ne respectaient pas l'un ou l'autre des critères d'entreposage retenus. Fait à noter, des résultats semblables sont observés pour l'enquête de 1994 si les critères d'entreposage retenus en 1999 sont utilisés (résultats non présentés).

Pistes d'action

Les résultats de notre étude suggèrent quelques pistes d'action pour augmenter le taux de conformité aux règlements de la *Loi canadienne sur l'entreposage des armes à feu*¹³. Dans 85 % des cas où le propriétaire d'une arme longue contrevient à cette loi (149/175), l'AAF est à la fois opérante et accessible. Pour augmenter le taux de conformité à cette loi, il semble donc pertinent d'encourager les propriétaires d'AAF longues à les rendre soit inopérantes (ex. : munir l'AAF d'un dispositif de verrouillage) ou inaccessibles (ex. : garder

l'AAF dans un lieu solide et verrouillé). Soulignons que ces deux mesures sont celles les plus souvent identifiées par les contrevenants parmi une liste de mesures pour améliorer la sécurité de leurs armes. La présente enquête montre également que pour convaincre les contrevenants d'appliquer ces mesures, il faudrait les sensibiliser au fait que, ce faisant, ils protégeraient leurs enfants, ceux des voisins ou de leurs proches.

Les résultats de l'étude indiquent une autre piste d'action intéressante : elle vise à réduire le nombre d'armes gardées à domicile. En effet, plus d'un tiers (37 %) des participants affirment que leur(s) arme(s) n'a (n'ont) pas été utilisée(s) par eux-mêmes ou par quelqu'un d'autre, au cours des 12 mois précédant l'enquête. Fait à noter, ces proportions sont encore plus élevées chez les contrevenants que chez les non-contrevenants. Il semble donc pertinent de sensibiliser les personnes possédant une arme non utilisée à s'en départir.

Remerciements

Nous tenons à remercier Messieurs Michel Lemieux et Pierre Duchesnay de la firme de sondage «Le Groupe Léger & Léger Inc.» à Québec, qui étaient responsables de la collecte des données. Cette enquête n'aurait pas été possible sans l'appui du Comité intersectoriel sur la violence familiale et l'entreposage sécuritaire des armes à feu au Québec (CCAAF), du Centre canadien des armes à feu du Ministère de la Justice du Canada, et des Directions régionales de la santé publique de Québec et de la Montérégie.

Références

1. Hung C.K. Données statistiques relatives aux armes à feu, tableaux mis à jour et tabulations spéciales, Ministère de la Justice. Mars 2000. Ottawa : Statistique Canada : catalogue 84-208.
2. Bureau du coroner du Québec. *Décès par arme à feu, 1990-1998*. Québec. Septembre 1999.
3. Tennina S. Enquête descriptive des décès par arme à feu, 1990-1993, Québec. Bureau du coroner du Québec. Québec. Octobre 1994.
4. Saint-Laurent D et Tennina S. *Résultats de l'enquête portant sur les personnes décédées par suicide au Québec entre le 1^{er} septembre et le 31 décembre 1996*. Ministère

- de la Santé et des Services sociaux et le Bureau du coroner. Bibliothèque nationale du Québec, 2000. p. 59.
5. Krug, Étienne G, Powell, KE, Dahlberg, LL Firearm-related deaths in the United States and 35 other high- and upper-middle-income countries, *Int J Epidemiol*, 1998;27:214-221. Tiré du tableau 1, p. 216.
 6. Miller TR and Cohen MA. Costs of gunshot and cut/stab wounds in the United States, with some Canadian comparisons. *Accid Anal and Prev*, 1997. Vol.29(3):329-41.
 7. Kellerman, A. L., Rivara, F. P., Somes, G. et al. Suicide in the home in relation to gun ownership. *New Eng J Med*, 1992, 327 (7), p. 470.
 8. Kellermann, A.L., Rivara, F.P., Rushforth, N.B. et al. Gun ownership as a risk factor for homicide in the home. *New Engl J Med*, 1993;329 (15):1084-1091.
 9. Kellermann, AL, Rivara FP, Lee RK and Banton JG. Injuries and deaths due to firearms in the home. *The Journal of Trauma, Injury, Infection and Critical Care*, 1998;45(2):263-267.
 10. Cukier Wendy. La réglementation des armes à feu : le Canada dans le contexte international, *Maladies chroniques au Canada* 1998;19(1):29-40.
 11. Kellermann A.L., Lee R.K., Mercy J.A., Banton J.: The epidemiologic basis for the prevention of firearm injuries. *Annu. Rev. Public Health* 1991; 12:17-40, p.30,31.
 12. Lois du Canada, Chapitre 39, *Loi concernant les armes à feu et certaines autres armes*, projet de loi C-68 sanctionné le 5 décembre 1995. p.137.
 13. Justice Canada. Règlements consolidés relatifs à la partie III du Code criminel : «Armes à feu et armes offensives». Secteur des politiques pénales et sociales, Ottawa , 1993.
 14. Le Groupe Léger & Léger Inc., Lavoie M et Chapdelaine A. Enquête sur l'entreposage des armes à feu gardées à domicile au Québec. 1994.
 15. Ludwig J, Cook PH, Smith TW. The Gender Gap in Reporting Household Gun Ownership. *Am J Public Health*. 1998; 88:1715-18.
 16. Azrael D, Miller M, Hemenway D. Are household firearms stored safely? It depends on whom you ask. *Pediatrics*. 2000; 103(3):1-6.
 17. Angus Reid Group. *Safe Storage Knowledge and Practice: Overview of Findings*. For the Canadian Firearms Centre. July 23, 1999. ■

ANNEXE

Différences d'ordre méthodologique entre les deux enquêtes : Québec – 1994 et Canada – 1999

Populations non comparables : Dans l'enquête de 1999, seulement 40 participants sur 282 provenaient du Québec : cela a d'autant plus d'importance que dans l'enquête de 1994, l'état d'entreposage des armes longues était associé à la langue parlée des participants.

Nature des critères d'entreposage : Contrairement à l'enquête de 1994, celle de 1999 considère qu'un lieu est inaccessible dès qu'il est verrouillé peu importe s'il est ou non solide (difficile à forcer ou à défoncer). Le fait d'être moins sévère pour déclarer inaccessible un lieu d'entreposage donné a pour conséquence d'augmenter le nombre de participants jugés «conformes» à deux des trois critères proposés dans les règlements canadiens sur l'entreposage des armes longues soit : celui relatif à l'entreposage des armes longues dans un lieu inopérant ou inaccessible (deuxième critère), et celui concernant la possibilité de ranger une arme avec ses munitions dans un même lieu à condition que ce dernier soit un contenant ou un compartiment inaccessible (troisième critère).

Nombre d'armes longues considérées : En 1994, le respect des critères d'entreposage a été évalué en questionnant chaque répondant au regard d'une seule arme longue (lorsque plus d'une arme étaient gardées à domicile, une seule arme était choisie au hasard); alors qu'en 1999, chaque répondant devait considérer l'état d'entreposage de l'ensemble de ses armes.

Recension de livre

Design and Analysis of Cluster Randomization Trials in Health Research

par Allan Donner et Neil Klar

Londres (Angleterre) : Arnold Publishers, 2000;

x + 151 pp; ISBN 0 340 69153 0; (édition cartonnée)

À cause de la popularité croissante de la randomisation des grappes chez les chercheurs médicaux au cours des 20 dernières années, il existe un important corpus d'analyses méthodologiques et de publications qui chevauche plusieurs disciplines en statistique, en sciences sociales et en médecine. Cet ouvrage est le premier à aborder le sujet de façon unifiée et systématique. Il peut servir de source de référence pour les chercheurs qui en sont au stade de la planification ou de l'analyse ou encore de monographie pour les cours de deuxième et troisième cycles sur la méthodologie de la recherche.

Ce livre contient des chapitres assez vulgarisés résumant les principaux aspects du plan d'étude, de l'analyse des données et du compte rendu des résultats de même que des parties plus techniques décrivant des variations par rapport aux modèles de régression standard (p. ex., équations d'estimation généralisées, multi-niveaux) nécessaires pour tenir compte de l'augmentation de la variance due à la formation de grappes.

Les auteurs présentent également un historique intéressant des essais d'échantillonnage randomisé en grappes et résumant les défis particuliers que pose la randomisation des grappes sur le plan éthique. Par exemple, dans les essais communautaires randomisés, il est habituellement impossible d'obtenir le consentement éclairé de tous les sujets qui peuvent être touchés par l'intervention avant l'assignation aléatoire. Tel serait le cas, par exemple, dans les essais évaluant des méthodes innovatrices de traitement de l'eau pour la prévention des maladies infectieuses ou dans les essais évaluant les stratégies d'abandon du tabac qui font appel aux médias.

Cet ouvrage est bien rédigé et contient des données et des exemples bien construits illustrant les méthodes d'estimation de la taille de l'échantillon et d'analyse des données.

Un des problèmes auxquels font face les auteurs est l'évolution très rapide des méthodes de randomisation des grappes. Depuis la publication du livre, notamment, des numéros spéciaux de deux revues de premier plan^{1,2}

ont été consacrés à la randomisation des grappes. Il est à espérer qu'une seconde édition est prévue, où les auteurs pourront discuter des progrès dans ce domaine. Par exemple, comme le nombre d'essais faisant appel à la randomisation des grappes a augmenté, des méta-analyses des essais utilisant diverses unités d'assignation commencent à être publiées. Les chercheurs disposent pour le moment cependant de très peu d'information sur la façon de s'y prendre pour effectuer de telles méta-analyses.

L'achat du livre permet d'obtenir une réduction de 25 % pour le logiciel informatique ACluster, compatible avec Windows 3.1, 95, 98 et NT, qui applique bon nombre des formules pour la taille de l'échantillon et l'analyse présentées dans l'ouvrage. On peut obtenir de l'information sur le logiciel à l'adresse suivante : <http://www.arnoldpublishers.com/support/cluster/>

Références

1. Campbell MJ, Donner A, Elbourne D. Design and analysis of cluster randomized trials. Editorial. *Stat Med* 2001;20(3):329–30.
2. Donner A, Klar N. Cluster randomization. Editorial. *Stat Methods Med Res* 2000;9:79–80.

Yang Mao

Chef

Division de l'évaluation des risques et
de la surveillance des cas

Division du cancer

Centre de prévention et de contrôle des maladies
chroniques

Direction générale de la santé de la population et
de la santé physique

Santé Canada

IA : 0601C

Ottawa (Ontario) K1A 0L2

Nouvelle ressource

AVIS! **Statistiques canadiennes sur le cancer** **2001**

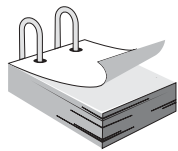
Institut national du cancer du Canada
Toronto (Ontario), 2001

Statistiques canadiennes sur le cancer 2001 est maintenant disponible au site Internet <www.cancer.ca/stats>.

Vous pouvez télécharger ce document et l'imprimer intégralement ou encore en imprimer des sections, des graphiques, des tableaux ou tout autre renseignement pertinent à partir du site Web susmentionné.

Pour recevoir une copie imprimée de ce document, communiquez avec

- votre bureau local de la Société canadienne du cancer
- votre bureau régional de Statistique Canada
ou
- Société canadienne du cancer (bureau national)
10 Alcorn Avenue, Bureau 200
Toronto (Ontario) M4V 3B1
Tél. : (416) 961-7223
Télec. : (416) 961-4189
Courriel : stats@cancer.ca



Calendrier des événements

du 28 au 30 mai 2001 Toronto (Ontario)	Second International Symposium on the Effectiveness of Health Promotion Centre for Health Promotion Université de Toronto	<www.utoronto.ca/chp>
du 13 au 16 juin 2001 Toronto (Ontario)	Congress of Epidemiology 2001 Assemblée conjointe de l'American College of Epidemiology, de l'Epidemiology Section de l'American Public Health Association, de la Société canadienne d'épidémiologie et de biostatistique et de la Society for Epidemiologic Research	<www.epi2001.org>
du 1 au 6 juillet 2001 Vancouver (Colombie-Britannique)	«Le vieillissement mondial : travailler ensemble dans un monde en évolution» 17 ^e Congrès de l'Association internationale de gérontologie	Secrétariat du congrès Gerontology Research Centre Simon Fraser University 2800 – 515 West Hastings Street Vancouver (C.-B.) V6B 5K3 Tél. : (604) 291-5062 Télec. : (604) 291-5066 Courriel : iag_congress@sfu.ca <www.harbour.sfu.ca/iag>
du 15 au 20 juillet 2001 Paris, France	«La Santé : un investissement pour une société équitable» XVII ^{ème} Conférence mondiale de promotion de la santé et de l'éducation pour la santé Union internationale de promotion de la santé et de l'éducation pour la santé	Martine Lapergue Réjane Jouan Comité français d'Éducation pour la Santé (CFES) XVII ^{ème} Conférence mondiale de promotion de la santé et de l'éducation pour la santé 2, rue Auguste Comte - 92174 VANVES Cedex - FRANCE Tél. : 33 (0)1 41 09 96 48 Télec. : 33 (0) 1 46 45 00 45 Courriel : mlapergue.cfes@imaginet.fr <www.iuhpe.org>
du 4 au 7 septembre 2001 Atlanta, Georgie, États-Unis	«Using Science to Build Comprehensive Cancer Programs: A 2001 Odyssey» US Department of Health and Human Services Centers for Disease Control and Prevention 2001 Cancer Conference	Laura Shelton Professional & Scientific Associates 480 – 2957 Clairmont Road, Suite 480 Atlanta, GA 30329 Courriel : L_Shelton @psva.com
du 22 au 25 septembre 2001 Sydney, Australie	4th International Conference on the Scientific Basis of Health Services Sydney Convention and Exhibition Centre – Darling Harbour	<www.icsbhs.org>

**du 18 au 21 octobre 2001
Saskatoon (Saskatchewan)**

«Health Research in Rural and Remote Canada:
Taking the Next Steps»
Second Scientific Conference and Annual
Meeting of The Rural Health Research
Consortium

The Rural Health Research Consortium
103 Hospital Drive
PO Box 120, RUH
Saskatoon (Saskatchewan) S7N 0W8
Tél. : (306) 966-7888
Télééc.: (306) 966-8378
Courriel :
<www.usask.ca/medicine/agmedicine>

**du 29 novembre au
1 décembre 2001
Toronto (Ontario)**

Cinquième Conférence canadienne sur l'asthme
et l'éducation (ASED 5)
Date limite pour la présentation de résumés :
30 juin 2001

A. Les McDonald, Directeur administratif
Réseau canadien pour le traitement de
l'asthme (RCTA)
1607 – 6 Forest Laneway
North York (Ontario) M2N 5X9
Tél. : (416) 224-9221
Télééc. : (416) 224-9220
Courriel :
<www.cnac.net>

Examineurs en 2000

Nous tenons à remercier tout particulièrement
les personnes suivantes qui, en 2000,
ont apporté une contribution inestimable
comme examinateurs à la revue
Maladies chroniques au Canada
dans le cadre du processus d'examen par les pairs.

Nicholas J Birkett	Joan Lindsay
Jean-François Boivin	Sharon M MacDonald
Larry Chambers	Ian W McDowell
Clarence Clotey	Alfred I Neugut
Paul Corey	Edgardo L Pérez
Kitaw Demissie	Ken Potvin
John Frank	Elizabeth J Robinson
Brian Habbeck	Jorge Segovia
Shanna Hudson	Tom Stephens
Philip Jacobs	Robert Spasoff
Murray J Kaiserman	Jean-Pierre Thouez
Wendy Kennedy	Peter P Wang
Betsy Kristjansson	Roy West
John M Last	Russell Wilkins

Index du volume 21, 2000

Matières du volume 21

N^o 1, 2000

Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles	1
<i>Kitaw Demissie, James A Hanley, Dick Menzies, Lawrence Joseph et Pierre Ernst</i>	
Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada	8
<i>Martha Fair, Margaret Cyr, Alexander C Allen, Shi Wu Wen, Grace Guyon et Ralph C MacDonald, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile</i>	
Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994	15
<i>Shi Wu Wen, Michael S Kramer, Shiliang Liu, Susie Dzakpasu et Reg Sauvé, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile</i>	
Rapports de la situation	
Stratégie canadienne de lutte contre le cancer	25
<i>Silvana Luciani et Neil J Berman</i>	
Coalition canadienne pour la surveillance du cancer	29
<i>Barbara Foster et Anna Maria Boscaino, pour le Comité de gestion de la CCSC</i>	
Association canadienne des organismes provinciaux de lutte contre le cancer	33
<i>Donald R Carlow</i>	
Système national de surveillance accrue du cancer : une collaboration fédérale-provinciale pour l'étude des risques liés à l'environnement	37
<i>Kenneth C Johnson</i>	
Annonce	
Lancement de l'Initiative canadienne de recherche sur le cancer de la prostate	38
Recensions de livres	
<i>Health Promotion Planning: An Educational and Ecological Approach</i> (troisième édition)	39
<i>Paula J Stewart (a fait la recension)</i>	
<i>Quantitative Estimation and Prediction of Human Cancer Risks</i>	40
<i>Ian B MacNeill (a fait la recension)</i>	
<i>Epidemiology of Childhood Cancer</i>	41
<i>Amanda Shaw (a fait la recension)</i>	
Nouvelles ressources	43
Calendrier des événements	44
Examineurs en 1999	46
Index du volume 20, 1999	47

N^o 2, 2000

Commentaire	
Surveillance de l'usage du tabac au Canada : besoin d'une stratégie	53
<i>Roberta Ferrence et Thomas Stephens</i>	
Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense	58
<i>Namrata Bains, William Pickett, Brian Laundry et Darlene Mecredy</i>	
Prévention du tabagisme en milieu scolaire : les coûts économiques par rapport aux avantages	66
<i>Thomas Stephens, Murray J Kaiserman, Douglas J McCall et Carol Sutherland-Brown</i>	
Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité	73
<i>Scott B Patten, Jennifer Brandon-Christie, Jennifer Devji et Brandy Sedmak</i>	
Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario	78
<i>Douglas G Manuel, Vivek Goel, J Ivan Williams et Paul Corey</i>	
Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année	87
<i>Michelle Cotterchio, Gail McKeown-Eyssen, Heather Sutherland, Giao Buchan, Melyssa Aronson, Alexandra M Easson, Jeannette Macey, Eric Holowaty et Steven Gallinger</i>	
Recension de livre	
<i>The Burden of Disease Among the Global Poor: Current Situation, Future Trends, and Implications for Strategy</i>	94
<i>Franklin White (a fait la recension)</i>	
Nouvelle ressource	96
Calendrier des événements	97

N^o 3, 2000

Mobilité et survie des patients âgés atteints de démence : résultats de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada	101
<i>Athanosios Tom Koutsavlis et Christina Wolfson</i>	
Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec	113
<i>Robert Pampalon et Guy Raymond</i>	
Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio- économique d'après la profession ou la zone postale	123
<i>Raywat Deonandan, Karen Campbell, Truls Ostbye, Ian Tummon et James Robertson</i>	

N° 4, 2000

Estimation du tabagisme chez les jeunes Canadiens et Canadiennes.....	129
<i>William Pickett, Anita Koushik, Taron Faelker et K Stephen Brown</i>	
La prévalence du diabète chez les Cris de l'ouest de la baie James.....	139
<i>David AL Maberley, Will King et Alan F Cruess</i>	
Rapport de la situation	
Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques, et préparation de la sortie graphique.....	145
<i>Long On, Robert M Semenciw et Yang Mao</i>	
Recensions de livres	
<i>Qualitative Research Methods: A Health Focus</i>	148
<i>Connie Kristiansen (a fait la recension)</i>	
<i>Social Epidemiology</i>	149
<i>Cam Mustard (a fait la recension)</i>	
Calendrier des événements.....	151
Compte rendu d'un atelier sur l'activité physique et la prévention du cancer.....	153
<i>Lorraine D Marrett, Beth Theis, Frederick D Ashbury et un groupe d'experts</i>	
Comparaison de deux façons différentes de mesurer l'usage de médicaments dans une même enquête.....	161
<i>C Ineke Neutel et Wikke Walop</i>	
Recensions de livres	
<i>Genetics and Public Health in the 21st Century: Using Genetic Information to Improve Health and Prevent Disease</i>	169
<i>Lynne Belle-Isle (a fait la recension)</i>	
<i>Spatial Epidemiology: Methods and Applications</i>	171
<i>Alette Willis (a fait la recension)</i>	
Nouvelle ressource.....	173
Calendrier des événements.....	174

Sujets du volume 21

CANCER

- Association canadienne des organismes provinciaux de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):33-6.
- Coalition canadienne pour la surveillance du cancer [rapport de la situation]. 21(1):29-33.
- Compte rendu d'un atelier sur l'activité physique et la prévention du cancer. 21(4):153-60.
- Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93.
- Stratégie canadienne de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):25-8.
- Système national de surveillance accrue du cancer : une collaboration fédérale-provinciale pour l'étude des risques liés à l'environnement [rapport de la situation]. 21(1):37-8.

CONCEPTION DE RECHERCHE

- Comparaison de deux façons différentes de mesurer l'usage de médicaments dans une même enquête. 21(4):161-8.
- Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14.
- Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques, et préparation de la sortie graphique [rapport de la situation]. 21(3):145-7.

DÉMENCE

- Mobilité et survie des patients âgés atteints de démence : résultats de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada. 21(3):101-12.

DIABÈTE

- La prévalence du diabète chez les Cris de l'ouest de la baie James. 21(3):139-44.

ENQUÊTES SUR LA SANTÉ

- Comparaison de deux façons différentes de mesurer l'usage de médicaments dans une même enquête. 21(4):161-8.
- Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles. 21(1):1-7.
- Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario. 21(2):78-86.
- Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité. 21(2):73-7.
- Surveillance de l'usage du tabac au Canada : besoin d'une stratégie [commentaire]. 21(2):53-7.

MALADIES DES NOURRISSONS ET DES ENFANTS

- Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14.

POLITIQUE PUBLIQUE

- Association canadienne des organismes provinciaux de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):33-6.
- Coalition canadienne pour la surveillance du cancer [rapport de la situation]. 21(1):29-33.
- Stratégie canadienne de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):25-8.
- Système national de surveillance accrue du cancer : une collaboration fédérale-provinciale pour l'étude des risques liés à l'environnement [rapport de la situation]. 21(1):37-8.

QUESTIONS D'ORDRE MÉTHODOLOGIQUE

- Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93.

Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14.

QUESTIONS D'ORDRE SOCIO-ÉCONOMIQUE

Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après la profession ou la zone postale. 21(3):123-8.

Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles. 21(1):1-7.

Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec. 21(3):113-22.

RAPPORTS D'ATELIER OU DE CONFÉRENCE

Compte rendu d'un atelier sur l'activité physique et la prévention du cancer. 21(4):153-60.

RAPPORTS DE LA SITUATION

Association canadienne des organismes provinciaux de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):33-6.

Coalition canadienne pour la surveillance du cancer [rapport de la situation]. 21(1):29-33.

Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques, et préparation de la sortie graphique [rapport de la situation]. 21(3):145-7.

Stratégie canadienne de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):25-8.

Système national de surveillance accrue du cancer : une collaboration fédérale-provinciale pour l'étude des risques liés à l'environnement [rapport de la situation]. 21(1):37-8.

RECENSIONS DE LIVRES

The burden of disease among the global poor: current situation, future trends, and implications for strategy [recension de livre]. 21(2):94-5.

Epidemiology of childhood cancer (IARC Scientific Publications No. 149) [recension de livre]. 21(1):41-2.

Genetics and public health in the 21st century: using genetic information to improve health and prevent disease [recension de livre]. 21(4):169-71.

Health promotion planning: an educational and ecological approach (troisième édition) [recension de livre]. 21(1):39-40.

Qualitative research methods: a health focus [recension de livre]. 21(3):148-9.

Quantitative estimation and prediction of human cancer risks (IARC Scientific Publications No. 131) [recension de livre]. 21(1):40-1.

Social epidemiology [recension de livre]. 21(3):149-50.

Spatial epidemiology: methods and applications [recension de livre]. 21(4):171-2.

SANTÉ DES AÎNÉS

Mobilité et survie des patients âgés atteints de démence : résultats de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada. 21(3):101-12.

SANTÉ LIÉE À L'ENVIRONNEMENT

Système national de surveillance accrue du cancer : une collaboration fédérale-provinciale pour l'étude des risques liés à l'environnement [rapport de la situation]. 21(1):37-8.

SURVEILLANCE DE LA POPULATION

Surveillance de l'usage du tabac au Canada : besoin d'une stratégie [commentaire]. 21(2):53-7.

TABAGISME

Estimation du tabagisme chez les jeunes Canadiens et Canadiennes. 21(3):129-38.

Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense. 21(2):58-65.

Prévention du tabagisme en milieu scolaire : les coûts économiques par rapport aux avantages. 21(2):66-72.

TROUBLES MENTAUX

Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité. 21(2):73-7.

VARIATIONS GÉOGRAPHIQUES

Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario. 21(2):78-86.

Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994. 21(1):15-24.

La prévalence du diabète chez les Cris de l'ouest de la baie James. 21(3):139-44.

Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994. 21(1):15-24.

Auteurs du volume 21

Allen, Alexander C

Fair M, Cyr M, Allen AC, Wen SW, Guyon G, MacDonald RC, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14

Aronson, Melyssa

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

Ashbury, Frederick D

Marrett LD, Theis B, Ashbury FD, et un groupe d'experts. Compte rendu d'un atelier sur l'activité physique et la prévention du cancer. 21(4):153-60

Bains, Namrata

Bains N, Pickett W, Laundry B, Mecredy D. Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense. 21(2):58-65

Belle-Isle, Lynne

Belle-Isle L. *Genetics and public health in the 21st century: using genetic information to improve health and prevent disease* [recension de livre]. 21(4):169-71

Berman, Neil J

Luciani S, Berman NJ. Stratégie canadienne de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):25-8

Boscaino, Anna Maria

Foster B, Boscaino AM, pour le Comité de gestion de la CCSC. Coalition canadienne pour la surveillance du cancer [rapport de la situation]. 21(1):29-33

Brandon-Christie, Jennifer

Patten SB, Brandon-Christie J, Devji J, Sedmak B. Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité. 21(2):73-7

Brown, K Stephen

Pickett W, Koushik A, Faelker T, Brown KS. Estimation du tabagisme chez les jeunes Canadiens et Canadiennes. 21(3):129-38

Buchan, Gïao

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

Campbell, Karen

Deonandan R, Campbell K, Ostbye T, Tummon I, Robertson J. Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après la profession ou la zone postale. 21(3):123-8

Carlow, Donald R

Carlow DR. Association canadienne des organismes provinciaux de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):33-6

Corey, Paul

Manuel DG, Goel V, Williams JI, Corey P. Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario. 21(2):78-86

Cotterchio, Michelle

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

Cruess, Alan F

Maberley DAL, King W, Cruess AF. La prévalence du diabète chez les Cris de l'ouest de la baie James. 21(3):139-44

Cyr, Margaret

Fair M, Cyr M, Allen AC, Wen SW, Guyon G, MacDonald RC, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14

Demissie, Kitaw

Demissie K, Hanley JA, Menzies D, Joseph L, Ernst P. Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles. 21(1):1-7

Deonandan, Raywat

Deonandan R, Campbell K, Ostbye T, Tummon I, Robertson J. Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après la profession ou la zone postale. 21(3):123-8

Devji, Jennifer

Patten SB, Brandon-Christie J, Devji J, Sedmak B. Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité. 21(2):73-7

Dzakpasu, Susie

Wen SW, Kramer MS, Liu S, Dzakpasu S, Sauvé R, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994. 21(1):15-24

Easson, Alexandra M

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

Ernst, Pierre

Demissie K, Hanley JA, Menzies D, Joseph L, Ernst P. Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles. 21(1):1-7

Faelker, Taron

Pickett W, Koushik A, Faelker T, Brown KS. Estimation du tabagisme chez les jeunes Canadiens et Canadiennes. 21(3):129-38

Fair, Martha

Fair M, Cyr M, Allen AC, Wen SW, Guyon G, MacDonald RC, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14

Ferrence, Roberta

Ferrence R, Stephens T. Surveillance de l'usage du tabac au Canada : besoin d'une stratégie [commentaire]. 21(2):53-7

Foster, Barbara

Foster B, Boscaino AM, pour le Comité de gestion de la CCSC. Coalition canadienne pour la surveillance du cancer [rapport de la situation]. 21(1):29-33

Gallinger, Steven

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

Goel, Vivek

Manuel DG, Goel V, Williams JI, Corey P. Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario. 21(2):78-86

Guyon, Grace

Fair M, Cyr M, Allen AC, Wen SW, Guyon G, MacDonald RC, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14

Hanley, James A

Demissie K, Hanley JA, Menzies D, Joseph L, Ernst P. Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles. 21(1):1-7

Holowaty, Eric

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

Johnson, Kenneth C

Johnson KC. Système national de surveillance accrue du cancer : une collaboration fédérale-provinciale pour l'étude des risques liés à l'environnement [rapport de la situation]. 21(1):37-8

Joseph, Lawrence

Demissie K, Hanley JA, Menzies D, Joseph L, Ernst P. Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles. 21(1):1-7

Kaiserman, Murray J

Stephens T, Kaiserman MJ, McCall DJ, Sutherland-Brown C. Prévention du tabagisme en milieu scolaire : les coûts économiques par rapport aux avantages. 21(2):66-72

King, Will

Maberley DAL, King W, Cruess AF. La prévalence du diabète chez les Cris de l'ouest de la baie James. 21(3):139-44

Koushik, Anita

Pickett W, Koushik A, Faelker T, Brown KS. Estimation du tabagisme chez les jeunes Canadiens et Canadiennes. 21(3):129-38

Koutsavlis, Athanosios Tom

Koutsavlis AT, Wolfson C. Mobilité et survie des patients âgés atteints de démence : résultats de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada. 21(3):101-12

Kramer, Michael S

Wen SW, Kramer MS, Liu S, Dzakpasu S, Sauvé R, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994. 21(1):15-24

Kristiansen, Connie

Kristiansen C. *Qualitative research methods: a health focus* [recension de livre]. 21(3):148-9

Laundry, Brian

Bains N, Pickett W, Laundry B, Mecredy D. Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense. 21(2):58-65

Liu, Shiliang

Wen SW, Kramer MS, Liu S, Dzakpasu S, Sauvé R, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994. 21(1):15-24

Luciani, Silvana

Luciani S, Berman NJ. Stratégie canadienne de lutte contre le cancer [rapport de la situation]. 21(1):25-8

Maberley, David AL

Maberley DAL, King W, Cruess AF. La prévalence du diabète chez les Cris de l'ouest de la baie James. 21(3):139-44

MacDonald, Ralph C

Fair M, Cyr M, Allen AC, Wen SW, Guyon G, MacDonald RC, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14

Macey, Jeannette

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

MacNeill, Ian B

MacNeill IB. *Quantitative estimation and prediction of human cancer risks* (IARC Scientific Publications No. 131) [recension de livre]. 21(1):40-1

Manuel, Douglas G

Manuel DG, Goel V, Williams JI, Corey P. Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario. 21(2):78-86

Mao, Yang

On L, Semenciw RM, Mao Y. Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques, et préparation de la sortie graphique [rapport de la situation]. 21(3):145-7

Marrett, Loraine D

Marrett LD, Theis B, Ashbury FD, et un groupe d'experts. Compte rendu d'un atelier sur l'activité physique et la prévention du cancer. 21(4):153-60

McCall, Douglas J

Stephens T, Kaiserman MJ, McCall DJ, Sutherland-Brown C. Prévention du tabagisme en milieu scolaire : les coûts économiques par rapport aux avantages. 21(2):66-72

McKeown-Eyssen, Gail

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

Mecredy, Darlene

Bains N, Pickett W, Laundry B, Mecredy D. Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense. 21(2):58-65

Menzies, Dick

Demissie K, Hanley JA, Menzies D, Joseph L, Ernst P. Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles. 21(1):1-7

Mustard, Cam

Mustard C. *Social epidemiology* [recension de livre]. 21(3):149-50

Neutel, C Ineke

Neutel CI, Walop W. Comparaison de deux façons différentes de mesurer l'usage de médicaments dans une même enquête. 21(4):161-8

On, Long

On L, Semenciw RM, Mao Y. Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques, et préparation de la sortie graphique [rapport de la situation]. 21(3):145-7

Ostbye, Truls

Deonandan R, Campbell K, Ostbye T, Tummon I, Robertson J. Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après la profession ou la zone postale. 21(3):123-8

Pampalon, Robert

Pampalon R, Raymond G. Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec. 21(3):113-22

Patten, Scott B

Patten SB, Brandon-Christie J, Devji J, Sedmak B. Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité. 21(2):73-7

Pickett, William

Bains N, Pickett W, Laundry B, Mecredy D. Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense. 21(2):58-65

Pickett W, Koushik A, Faelker T, Brown KS. Estimation du tabagisme chez les jeunes Canadiens et Canadiennes. 21(3):129-38

Raymond, Guy

Pampalon R, Raymond G. Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec. 21(3):113-22

Robertson, James

Deonandan R, Campbell K, Ostbye T, Tummon I, Robertson J. Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après la profession ou la zone postale. 21(3):123-28

Sauvé, Reg

Wen SW, Kramer MS, Liu S, Dzakpasu S, Sauvé R, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994. 21(1):15-24

Sedmak, Brandy

Patten SB, Brandon-Christie J, Devji J, Sedmak B. Évaluation pratique de la forme abrégée pour la dépression majeure du Composite International Diagnostic Interview auprès d'un échantillon de sujets choisis dans la collectivité. 21(2):73-7

Semenciw, Robert M

On L, Semenciw RM, Mao Y. Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques, et préparation de la sortie graphique [rapport de la situation]. 21(3):145-7

Shaw, Amanda

Shaw A. *Epidemiology of childhood cancer* (IARC Scientific Publications No. 149) [recension de livre]. 21(1):41-2

Stephens, Thomas

Ferrence R, Stephens T. Surveillance de l'usage du tabac au Canada : besoin d'une stratégie [commentaire]. 21(2):53-7

Stephens T, Kaiserman MJ, McCall DJ, Sutherland-Brown C. Prévention du tabagisme en milieu scolaire : les coûts économiques par rapport aux avantages. 21(2):66-72

Stewart, Paula J

Stewart PJ. *Health promotion planning: an educational and ecological approach (troisième édition)* [recension de livre]. 21(1):39-40

Sutherland, Heather

Cotterchio M, McKeown-Eyssen G, Sutherland H, Buchan G, Aronson M, Easson AM, Macey J, Holowaty E, Gallinger S. Le Registre du cancer familial du côlon de l'Ontario : méthodes et taux de réponse de la première année. 21(2):87-93

Sutherland-Brown, Carol

Stephens T, Kaiserman MJ, McCall DJ, Sutherland-Brown C. Prévention du tabagisme en milieu scolaire : les coûts économiques par rapport aux avantages. 21(2):66-72

Theis, Beth

Marrett LD, Theis B, Ashbury FD, et un groupe d'experts. Compte rendu d'un atelier sur l'activité physique et la prévention du cancer. 21(4):153-60

Tummon, Ian

Deonandan R, Campbell K, Ostbye T, Tummon I, Robertson J. Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après la profession ou la zone postale. 21(3):123-8

Walop, Wikke

Neutel CI, Walop W. Comparaison de deux façons différentes de mesurer l'usage de médicaments dans une même enquête. 21(4):161-8

Wen, Shi Wu

Fair M, Cyr M, Allen AC, Wen SW, Guyon G, MacDonald RC, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Une évaluation de la validité d'un système informatique pour le couplage probabiliste des enregistrements de naissances et de décès de nourrissons au Canada. 21(1):8-14

Wen SW, Kramer MS, Liu S, Dzakpasu S, Sauvé R, pour le Groupe d'étude sur la santé foetale et infantile. Mortalité infantile d'après l'âge gestationnel et le poids à la naissance dans les provinces et territoires au Canada, naissances entre 1990 et 1994. 21(1):15-24

White, Franklin

White F. *The burden of disease among the global poor: current situation, future trends, and implications for strategy* [recension de livre]. 21(2):94-5

Williams, J Ivan

Manuel DG, Goel V, Williams JI, Corey P. Espérance de vie ajustée selon l'état de santé à l'échelon local en Ontario. 21(2):78-86

Willis, Alette

Willis A. *Spatial epidemiology: methods and applications* [recension de livre]. 21(4):171-2

Wolfson, Christina

Koutsavlis AT, Wolfson C. Mobilité et survie des patients âgés atteints de démence : résultats de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada. 21(3):101-12

MCC : Information à l'intention des auteurs

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle dont les articles sont soumis à un examen par les pairs. Nous publions aussi bien des textes soumis par des collaborateurs de Santé Canada que de l'extérieur de ce ministère. La revue s'intéresse particulièrement à la prévention et la lutte contre les maladies non transmissibles et les blessures au Canada. Ce champ d'intérêt peut englober les recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement ou les services de santé. La revue s'efforce de stimuler la communication au sujet des maladies chroniques et des blessures entre les professionnels en santé publique, les épidémiologistes et chercheurs du domaine des maladies chroniques, et les personnes qui participent à la planification de politiques en matière de santé et à l'éducation à la santé. Le choix des articles repose sur les critères suivants : valeur scientifique, pertinence sur le plan de la santé publique, clarté, concision et exactitude technique. Bien que MCC soit une publication de Santé Canada, les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas nécessairement celles du Comité de rédaction de MCC ni celles de Santé Canada.

ARTICLES DE FOND

Article de fond normal : Le corps du texte ne doit pas comporter plus de 4 000 mots (sans compter le résumé, les tableaux, les figures et la liste de références). Il peut s'agir de travaux de recherche originaux, de rapports de surveillance, de méta-analyses, de documents de méthodologie, d'examen de la littérature ou de commentaires.

Article court : Ne doit pas dépasser 1 200 mots (comme ci-dessus).

Rapport de la situation : Description des programmes, des études ou des systèmes d'information nationaux existants à Santé Canada (maximum 3 000 mots).

Rapports de conférence/d'atelier : Résumés d'ateliers, etc. organisés ou parrainés par Santé Canada (ne doit pas dépasser 3 000 mots).

Forum national : Les auteurs de l'extérieur de Santé Canada peuvent échanger de l'information et des opinions en se fondant sur les résultats de recherche ou de surveillance, les programmes en cours d'élaboration ou les évaluations de programmes (maximum 3 000 mots).

AUTRES TYPES D'ARTICLES

Lettres à la rédactrice : L'on envisage la publication des observations au sujet d'articles récemment parus dans MCC (maximum 500 mots).

Recensions de livres/logiciels : La rédaction les sollicite d'habitude (500–1 300 mots), mais les demandes à réviser sont appréciées.

PRÉSENTATION DES MANUSCRITS

Les manuscrits doivent être adressés à la rédactrice en chef, *Maladies chroniques au Canada*, Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, Santé Canada, pré Tunney, Indice de l'adresse (MCC) : 0602C3, Ottawa (Ontario) K1A 0L2.

Maladies chroniques au Canada suit en général (à l'exception de la section sur les illustrations) les «**Exigences uniformes pour les manuscrits présentés aux revues biomédicales**», approuvées par le Comité international des rédacteurs de revues médicales. Pour plus de précisions, les auteurs sont priés de consulter ce document avant de soumettre un manuscrit à MCC (voir <www.cma.ca/publications-f/mwc/uniform.htm> ou *Can Med Assoc J* 1997;156(2):278–85).

Liste de vérification pour la présentation des manuscrits

- Lettre d'accompagnement :** Signée par tous les auteurs, elle doit indiquer que tous les auteurs ont pris connaissance de la version finale du document, l'ont approuvée et ont satisfait aux critères applicables à la paternité de l'oeuvre figurant dans les Exigences Uniformes et elle doit également comporter un énoncé en bonne et due forme faisant état de toute publication (ou soumission pour publication) antérieure ou supplémentaire.
- Première page titre :** Titre concis avec les noms complets de tous les auteurs avec leur affiliations, le nom de l'auteur-expéditeur, son adresse postale et son adresse de courrier électronique, son numéro de téléphone et son numéro de télécopieur. Le dénombrement des mots du texte et du résumé se font séparément.
- Deuxième page titre :** Titre seulement et début de la numérotation des pages.
- Résumé :** Non structuré (un paragraphe, pas de titres), moins de 175 mots (maximum de 100 s'il s'agit d'un article court) suivi de trois à huit mots clés, de préférence choisis parmi les **mots clés** MeSH (*Medical Subject Headings*) de l'*Index Medicus*.
- Texte :** Imprimé à double interligne avec une marge d'un pouce (25 mm) et avec une police de caractères de 12 points.
- Remerciements :** Mentionnez toute aide matérielle ou financière dans les remerciements. Si des remerciements sont faits à une personne pour une contribution scientifique majeure, les auteurs doivent mentionner dans la lettre d'accompagnement qu'ils en ont obtenu la permission écrite.
- Références :** Les références devraient être conformes au «code de style de Vancouver» (consultez les Exigences Uniformes ou une publication récente de MCC à titre d'exemple), numérotées à la suite, dans l'ordre où elles apparaissent pour la première fois dans le texte, les tableaux ou les figures (avec des chiffres en exposants ou entre parenthèses); mentionnez jusqu'à six auteurs (les trois premiers et «et al.» s'il y en a plus) et **enlevez toute fonction automatique de numérotation des références employée dans le traitement de texte**. Toute observation/donnée inédite ou communication personnelle citée en référence (à dissuader) devrait être intégrée au texte, entre parenthèses. Il incombe aux auteurs d'obtenir l'autorisation requise et de veiller à l'exactitude de leurs références.
- Tableaux et figures :** Mettez les tableaux et les figures sur des pages distinctes et dans un (des) fichier(s) différent(s) de celui du texte (**ne les intégrez pas dans le corps du texte**). Ils doivent être aussi explicites et succincts que possible, ne pas faire double emploi avec le texte mais plutôt en faciliter la compréhension et ne pas être trop nombreux. Numérotez-les dans l'ordre de leur apparition dans le texte, et mettez les renseignements complémentaires comme notes au bas du tableau, identifiées par des lettres minuscules en exposants, selon l'ordre alphabétique. Présentez les figures sous forme de graphiques, diagrammes ou modèles (pas d'images), précisez le logiciel utilisé et fournissez les titres et les notes de bas de page sur une page séparée.
- Nombre de copies :** Quatre copies complètes du manuscrit, comprenant les tableaux et les figures; deux copies de tout renseignement supplémentaire.

Maladies chroniques au Canada

une publication de la

Direction générale de la santé de la population et de la santé publique Santé Canada

Rédactrice en chef p.i. Debby Baker
Rédactrice scientifique Christina J Mills
Rédacteur scientifique associé Gerry B Hill
Rédacteur scientifique associé Stephen B Hotz
Rédacteur scientifique associé Robert A Spasoff
Rédactrice anglaise adjointe Marion Pogson
Rédactrice française adjointe Paméla Fitch
Éditique Robert Friedman

Comité de rédaction de MCC

Donald T Wigle, président du comité
Direction générale de la santé
environnementale et de la sécurité
des consommateurs
Santé Canada

Jean-François Boivin
McGill University

Jacques Brisson
Université Laval

Neil E Collishaw
Médecins pour un Canada sans fumée

James A Hanley
McGill University

Clyde Hertzman
University of British Columbia

C Ineke Neutel
Département de recherche -
Élisabeth-Bruyère
Services de santé des Soeurs de la
Charité d'Ottawa inc.

Kathryn Wilkins
Division des statistiques sur la santé
Statistique Canada

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle axée sur les données à jour sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les blessures au Canada. Selon une formule unique, la revue publie des articles de fond soumis à l'examen par les pairs par des auteurs, des secteurs tant public que privé et comprenant des recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement et les services de santé. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas nécessairement celles du Comité de rédaction de MCC, ni celles de Santé Canada.

La revue est diffusée gratuitement sur demande.

**Pour tout changement d'adresse, prière
d'inclure l'ancienne étiquette-adresse.**

Adresse postale : *Maladies chroniques au Canada*
Direction générale de la santé de la population
et de la santé publique
Santé Canada, pré Tunney
Indice de l'adresse : 0602C3
Ottawa (Ontario) K1A 0L2

Téléphone : Rédactrice en chef (613) 957-1767
Rédactrice scientifique (613) 957-2624
Télécopieur (613) 952-7009

Courriel : CDIC-MCC@hc-sc.gc.ca

**Indexée dans *Index Medicus*/MEDLINE, PAIS
(Public Affairs Information Service) et
EMBASE, la base de données Excerpta Medica.**

On peut consulter cette publication par voie électronique
au site Web <<http://www.hc-sc.gc.ca/hpb/lcdc>>