

Maladies chroniques

au Canada

Volume 27, numéro 2, 2006



Agence de santé
publique du Canada

Public Health
Agency of Canada

Canada

Table des matières

- 55** | **Constitution d'une cohorte en population en Alberta, Canada : une étude de faisabilité**
Heather Bryant, Paula J Robson, Ruth Ullman, Christine Friedenreich et Ursula Dawe
- 66** | **Opinions des patients sur la confidentialité, le consentement et la divulgation de renseignements sur la santé dans le cadre de la recherche médicale**
Stacey A Page et Ian Mitchell
- 75** | **Détection statistique des grappes de cas de blessures auto-infligées qui ont nécessité des soins médicaux en Alberta, Canada**
Rhonda J Rosychuk, Cynthia Yau, Ian Colman, Don Schopflocher et Brian H Rowe
- 84** | **Répercussions sur le comportement tabagique en Ontario d'un concours portant sur l'abandon du tabac**
Fredrick D Ashbury, Cathy Cameron, Christine Finlan, Robin Holmes, Ethylene Villareal, Yves Décoste, Tanya Kulnies, Claudia Swoboda-Geen et Boris Kralj
- 93** | **Évolution de la mortalité attribuable à la cardiopathie ischémique au Canada, 1986-2000**
Jinfu Hu, Chris Waters, Ann-Marie Ugnat, Jonathan Horne, Ian Szuto, Marie Desmeules et Howard Morrison
- 100** | **Courrier**
Caractère saisonnier de la MSN au Canada
- 102** | **Rapport d'atelier**
Une invitation à définir la plateforme de recherche sur le cancer de l'Ontario : compte rendu de l'Atelier sur la cohorte ontarienne de cas de cancer
Fredrick D Ashbury, Victoria A Kirsh, Nancy Kreiger, Scott T Leatherdale et John R McLaughlin
- 107** | **Calendrier des évènements**
Information à l'intention des auteurs
(sur la couverture arrière intérieure)

Maladies chroniques au Canada une publication de l'Agence de Santé publique du Canada

David Carle-Ellis
Rédacteur en chef p.i.
(613) 952-3299

Robert A Spasoff
Rédacteur scientifique
associé

Sylvie Stachenko
Rédactrice scientifique
principale
(613) 946-3537

Claire Infante-Rivard
Rédactrice scientifique
associé

Cathy Marleau
Éditique

Stephen B Hotz
Rédacteur scientifique
associé

Francine Boucher
Conception graphique

Comité de rédaction de MCC

Jacques Brisson
Université Laval

C Ineke Neutel
Université d'Ottawa
Institut sur la santé
des personnes âgées

Neil E Collishaw
Médecins pour un Canada
sans fumée

Kathryn Wilkins

Division des statistiques sur
la santé, Statistique Canada

James A Hanley
Université McGill

Clyde Hertzman
University of British
Columbia

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle mettant au point les données probantes actuelles sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les traumatismes au Canada. Selon une formule unique et depuis 1980, la revue publie des articles soumis à l'examen par les pairs des auteurs et provenant 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 l'économie ou les services de la santé. Tous les articles de fond sont soumis à l'examen par les pairs des auteurs; les autres types d'articles ne le sont pas. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCC, ni celles de l'Agence de santé publique du Canada.

La revue est diffusée gratuitement sur demande.

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

Maladies chroniques au Canada
Agence de Santé publique du Canada
130, chemin Colonnade
Indice de l'adresse : 6501G
Ottawa (Ontario) K1A 0K9

Télécopieur : (613) 941-3605
Courriel : cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE, PAIS
(Public Affairs Information Service) et Scopus

On peut consulter cette publication
par voie électronique au site Web
[www.phac-aspc.gc.ca/publicat/
cdic-mcc/index_f.html](http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/cdic-mcc/index_f.html)

Le masculin est employé dans le
seul but d'alléger le texte

Nos adieux au D^r Steve Hotz

Au nom de ceux et celles qui participent à l'édition de Maladies chroniques au Canada depuis ces dernières années, nous tenons à remercier le D^r Steve Hotz pour sa remarquable contribution à la revue. En tant que rédacteur scientifique associé, le D^r Hotz a partagé son expertise avec l'équipe relativement aux manuscrits touchant le domaine des sciences du comportement. Le D^r Hotz a récemment décidé de démissionner afin de pouvoir se consacrer davantage à ses projets de recherche, à l'enseignement et à son cabinet professionnel. Nous sommes très reconnaissants de son intégrité, de sa rigueur et de ses connaissances approfondies. C'est à regret que nous le voyons nous quitter.

L'équipe de rédacteurs

Publication autorisée par le ministre de la Santé

© Ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada 2006

ISSN 0228-8702

Also available in English under the title *Chronic Diseases in Canada*

Constitution d'une cohorte en population en Alberta, Canada : une étude de faisabilité

Heather Bryant, Paula J Robson, Ruth Ullman, Christine Friedenreich et Ursula Dawe

Résumé

Dans un contexte où la protection de la vie privée soulève de plus en plus d'inquiétudes, un débat s'est engagé sur la possibilité de constituer de nouvelles cohortes dans le but d'étudier les causes des maladies chroniques. Notre objectif premier consistait à déterminer s'il était possible de recruter, en vue de la création d'une cohorte en population, des sujets géographiquement dispersés, en Alberta. Nous avons aussi cherché à savoir si les sujets recrutés nous autoriseraient à accéder aux données provinciales sur l'utilisation des soins de santé et envisageraient de faire don de leur sang en vue d'analyses ultérieures. À l'aide de la technique de composition aléatoire, nous avons pu recruter 22 652 hommes et femmes âgés de 35 à 69 ans, n'ayant pas reçu de diagnostic de cancer. De ce nombre, 52,4 % (N = 11 865) ont participé à l'étude; 84 % des collectivités de l'Alberta étaient représentées. Environ 97 % des participants ont accepté que l'on utilise les données relatives aux soins de santé et 91 % ont consenti à envisager la possibilité que l'on procède ultérieurement à un prélèvement de leur sang. Une comparaison de la cohorte et de la population étudiée dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Cycle 1.1), en Alberta, a fait apparaître des similitudes entre les deux populations sur les plans de l'état matrimonial et du revenu. Il reste que la cohorte comptait une plus faible proportion de sujets n'ayant pas terminé leurs études secondaires et une plus forte proportion de nonfumeurs ainsi qu'un taux plus élevé de prévalence de l'obésité. Ces constats indiquent qu'il est possible de constituer une cohorte de sujets géographiquement dispersés dans le contexte canadien et que le couplage des données et les études sur les biomarqueurs peuvent s'avérer des solutions viables.

Mots clés : Alberta, étude de cohorte, étude de faisabilité, questionnaire

Introduction

L'étude prospective de cohorte peut s'avérer d'une grande utilité dans les recherches sur les causes des maladies chroniques. Parce qu'elle recueille des données sur l'exposition préalable à l'établissement du diagnostic, elle n'est pas entachée par les biais différentiels qui peuvent s'observer lorsque les enquêtés doivent se rappeler ce genre d'information, comme c'est le cas dans les études où les cas sont comparés aux témoins. De plus, comme la période au cours de laquelle les données sur l'exposition sont recueillies est relativement contemporaine, il est possible que les renseignements soient plus exacts

que lorsqu'on demande aux sujets de se souvenir d'expositions éloignées dans le temps. Ces travaux de recherche d'une grande valeur ont entraîné la constitution d'un certain nombre de cohortes à l'échelle internationale. Elle a aussi donné lieu à un débat national sur la possibilité de créer une vaste cohorte canadienne pour l'étude des maladies chroniques.

Si la valeur de ce genre de cohortes est reconnue, leurs limites le sont tout autant. Les frais continus qui s'y rattachent sont une question qui devra être abordée dans l'optique de la constitution d'une cohorte nationale à grande échelle. De plus, si le concept de la cohorte réduit au minimum

le biais lié au rappel, on sait maintenant qu'il existe d'autres biais : les erreurs de déclaration nuisent dans une certaine mesure à l'évaluation des habitudes alimentaires¹ et les répercussions des réponses socialement acceptables sur la validité des données recueillies au moyen de questionnaires auto-administrés soulèvent la controverse²⁻⁵. De même, le nombre de sujets qui abandonnent l'étude en cours de route peut introduire un autre biais⁶. La quantification des effets précis de ces biais dans des études de cohortes demeure un problème. Autre difficulté, comme la solidité des études de cohortes implique un vaste échantillon et la collecte d'une abondance de données sur l'exposition, leur construction et leur maintien sont coûteux. Avant d'émettre des hypothèses étiologiques, les chercheurs doivent attendre que l'on trouve un nombre suffisant de cas pour que leurs analyses soient valables, ce qui retarde l'obtention de résultats et augmente les coûts. En raison de cette lenteur dans l'obtention de résultats, la création d'une cohorte ne représente pas une démarche attirante pour les chercheurs soumis au dictat de leur milieu : publier ou périr.

En 1999, le groupe de recherche sur la santé de la population à l'Alberta Cancer Board (ACB) a commencé à se pencher sur la possibilité de construire une telle cohorte au Canada. Deux objectifs sous-tendent la volonté de créer une cohorte : l'idée d'offrir au milieu de la recherche un héritage, soit un laboratoire de santé publique, selon les termes employés par notre équipe, et l'optimisation des possibles retombées bénéfiques à court et à long terme.

Coordonnées des auteurs

Heather Bryant, Paula J Robson, Ruth Ullman, Christine Friedenreich et Ursula Dawe, Division of Population Health and Information, Alberta Cancer Board, Tom Baker Cancer Centre, Calgary (Alberta) Canada
Correspondance : Heather Bryant, Alberta Cancer Board, Division of Population Health and Information, Tom Baker Cancer Centre, 1331 29^e rue Nord-Ouest, Calgary (Alberta) Canada T2N 4N2; télécopieur : (403) 270-3898; courriel : heatherb@cancerboard.ab.ca

Le legs à la recherche renvoie à la création d'une mine de données dont pourraient se servir les chercheurs actuels, mais qui serait encore plus utile à ceux qui pourraient amorcer leur carrière de chercheurs dans plusieurs années, lorsque la cohorte aura vieilli et que les maladies deviendront fréquentes. Cette ressource serait plus précieuse si l'on augmentait le niveau de détail des données comportementales, biochimiques, sociodémographiques et environnementales qui existent sur chaque participant, ainsi que leur volume. Ainsi, on a établi qu'un tel laboratoire de santé de la population devait comprendre un certain nombre d'éléments clés : des outils détaillés et validés, la collecte de données à intervalles raisonnables, le prélèvement d'échantillons biologiques à l'échelle individuelle et la possibilité de coupler les données et le contenu des registres complets d'utilisation des soins de santé. Si l'on a déterminé que l'accent serait mis sur la recherche relative aux causes du cancer, il reste que bon nombre des facteurs de risque étudiés pourraient aussi présenter de l'intérêt pour l'étude d'autres maladies chroniques, de sorte que la cohorte serait également utile aux recherches réalisées dans d'autres domaines.

Les retombées bénéfiques à long terme de la cohorte seraient surtout liées à l'intégralité et à l'exactitude des données recueillies, susmentionnées. Nous avons toutefois tenté de déterminer plusieurs utilités que cette cohorte pourrait aussi avoir à plus court terme. De toute évidence, une cohorte représentative de l'ensemble de la population, et non pas composée de sous-groupes de la population définis selon la profession ou le niveau de scolarité, ou de personnes recrutées comme volontaires, pourrait mieux nous éclairer sur les tendances générales relatives aux comportements en matière de prévention et de dépistage du cancer. S'il est vrai que nous voulions établir dans quelle mesure il était possible de créer une cohorte en population, nous avons prévu que, même si la cohorte était peu représentative de certaines caractéristiques démographiques ou comportementales, les comparaisons de prédicteurs de comportements ou de changements de comportements à l'intérieur de la cohorte

donneraient malgré tout un bon aperçu de la lutte contre le cancer. En outre, une telle cohorte pourrait permettre une évaluation d'« expériences naturelles en matière de politiques » qui pourraient être tentées au cours de l'étude. Ainsi, si l'on décidait de créer des espaces publics sans fumée dans certaines collectivités seulement, pendant la durée de l'étude, on disposerait déjà d'un groupe de référence sur lequel on aurait recueilli des données (habitudes tabagiques et autres caractéristiques) avant l'adoption de la nouvelle politique. À l'aide des précieuses données existantes, qui permettent de distinguer les caractéristiques des fumeurs ayant changé leurs comportements de celles des autres fumeurs, nous pourrions réaliser une excellente analyse des facteurs de prédiction de la réussite de ce genre de politiques.

Nous abordons ici trois questions qui concernent la capacité de laisser un legs à la recherche et de recueillir des données raisonnablement représentatives des régions géographiques, auprès du résident « moyen ». Ces questions sont les suivantes :

1. Est-il possible de constituer une cohorte formée de personnes choisies au hasard dans une population géographiquement dispersée, qui pourrait être suffisamment représentative de la distribution des caractéristiques démographiques et des habitudes de vie dans une province?
2. Quelle proportion de ces sujets, dans un contexte où la protection de la vie privée suscite de plus en plus d'inquiétudes, serait disposée à autoriser l'accès aux dossiers relatifs à l'utilisation de soins de santé dans l'intérêt de la recherche?
3. Quelle proportion de ces sujets serait disposée à envisager de fournir un échantillon de sang qui serait stocké en vue d'analyses ultérieures?

Les constats relatifs à ces questions sont présentés ici.

Méthodes

La population cible de l'étude de faisabilité était formée d'hommes et de femmes âgés

de 35 à 69 ans. Le recrutement a été fait à la lumière d'autres critères : 1) n'avoir aucun antécédent connu de cancer autre qu'un cancer de la peau autre que le mélanome; 2) prévoir demeurer en Alberta pendant au moins un an, et 3) parler l'anglais, ce qui devait permettre la collecte de données autodéclarées. L'autorisation de réaliser les études de faisabilité a été obtenue des comités d'examen éthique de l'ACB et de l'Université de Calgary.

Sélection et recrutement des sujets

La méthode d'échantillonnage utilisée pour trouver des sujets admissibles comportait deux vagues. La première vague consistait en une technique de composition aléatoire (CA)⁷. Comme 97 % des ménages albertains possédaient au moins une ligne téléphonique en 2000⁸, une méthode téléphonique d'échantillonnage a permis de faire en sorte que presque tous les ménages soient inclus théoriquement dans la base d'échantillonnage. La première vague de l'échantillonnage a consisté à choisir des ménages dans 17 régions régionales de la santé (RRS) qui existaient en Alberta en 2000; la seconde vague, à sélectionner un adulte admissible dans chaque ménage. Un ménage désignait une personne ou un groupe de personnes, apparentées ou non, ou qui occupaient le même logement privé ou collectif⁹. C'est un laboratoire de recherche sociale bien établi de l'Université de l'Alberta qui a procédé à l'échantillonnage et qui a appliqué la technique de composition aléatoire¹⁰.

Le recrutement des sujets pour le volet faisabilité s'est fait en quatre temps, l'idée étant de juger de la nécessité de modifier la façon de procéder à la lumière des faits constatés au début de l'étude, et d'y apporter les changements voulus, au besoin. Ces quatre vagues sont désignées par les abréviations CA1 à CA4, respectivement.

Première vague de sélection aléatoire

On a fait appel à des méthodes normalisées pour veiller à l'intégrité du système de composition aléatoire, sur les plans méthodologique et éthique⁷. Une base

de données électronique contenant des numéros de téléphone obtenus de manière aléatoire, configurée en fonction des régions régionales de la santé, a été utilisée pour les appels téléphoniques. À l'aide d'un système d'entrevues téléphoniques assistées par ordinateur (ETAO) et d'un texte type, des interviewers dûment formés ont appelé des ménages sélectionnés afin de déterminer s'il s'y trouvaient des individus admissibles qui seraient disposés à envisager de participer à l'étude de cohorte de l'Alberta (The Tomorrow Project®).

Afin de maximiser les chances de contacter des résidents dans les ménages choisis, le même numéro a été composé jusqu'à 20 fois à divers moments de la journée et jours de la semaine avant d'être abandonné, lors de la première vague (CA1). Étant donné les rendements décroissants associés aux appels subséquents, ce total a été réduit à 15 lors de la deuxième vague (CA2) et à 12, lors de la troisième et de la quatrième vagues (CA3 et CA4). On a eu recours à un échantillonnage disproportionné pour veiller à recruter un nombre suffisant de participants des régions rurales et éloignées.

Deuxième étape de la sélection aléatoire

Le premier adulte chef de ménage ayant répondu au téléphone a eu droit aux renseignements suivants : description de l'objet de l'étude, critères d'admissibilité, conditions de participation (participation volontaire et à long terme, suivis périodiques et demandes de renseignements répétées) et exemples d'éléments d'information sollicités dans les questionnaires de base. Dans les ménages comptant plus d'un participant possible, la personne choisie était celle dont la date d'anniversaire était la plus récente, l'idée étant de réduire le biais lié à la sélection de personnes plus susceptibles de répondre au téléphone⁷.

Dans le cadre de notre étude de faisabilité, nous avons choisi, en vue d'un possible recrutement, un second membre du ménage du sexe opposé lorsque le premier répondant était admissible et disposé à envisager la possibilité de faire partie de la cohorte. Cette démarche, qui a été tentée

auprès de 2 527 ménages (CA1), visait à déterminer l'incidence sur le taux de participation accrue.

Au terme du processus de CA, tous les numéros de téléphone/ménages se sont vu affecter un des codes suivants : « recruté » (le répondant ciblé était admissible et disposé à envisager de participer à l'étude); « inadmissible »; « admissibilité non déterminée » (les tentatives en vue de contacter le chef de ménage ciblé ont échoué et/ou une entrevue de sélection n'a pas été réalisée); ou « refusé ».

Recrutement et fidélisation des sujets

Un questionnaire de base sur la santé et les habitudes de vie, à remplir soi-même, et un formulaire détaillé de consentement ont été envoyés par le courrier postal aux personnes désireuses de prendre part à l'étude. Les personnes ont été classées

dans la catégorie des participants après avoir rempli et renvoyé le questionnaire et le formulaire de consentement. Environ trois mois après leur recrutement, les participants ont reçu par la poste deux autres questionnaires concernant leur alimentation habituelle et l'activité physique pratiquée au cours de la dernière année.

Les participants ont été invités, dans le formulaire de consentement, à autoriser un couplage des données et de celles de l'Alberta Cancer Registry. Ils ont aussi été priés de donner volontairement leur numéro personnel de carte santé de l'Alberta et une autorisation signée permettant aux responsables de l'étude de cohorte de l'Alberta d'obtenir d'Alberta Health and Wellness des données sur l'utilisation de services de santé, plus précisément sur les types de services de santé utilisés (définis selon les « codes de facturation »), la fréquence d'utilisation de ces services et le lieu où ils ont été dispensés (cabinet médical ou

TABLEAU 1
Nombre de personnes recrutées et inscrites dans le cadre de l'étude de cohorte de l'Alberta (Alberta Cohort Study), selon la région régionale de la santé (RRS) du lieu de résidence au moment du recrutement

	RRS de l'Alberta ^a	Nombre de personnes recrutées ^b	Nombre de personnes inscrites ^c			Taux de participation ^d %
			Hommes	Femmes	Total	
1	Chinook	1 628	360	554	914	56,1
2	Palliser	1 491	376	471	847	56,8
3	Headwaters	1 279	277	411	688	53,8
4	Calgary	3 729	822	1 193	2 015	54,0
5	RRS 5	1 111	252	346	598	53,8
6	David Thompson	1 255	317	419	736	58,6
7	Centre-Est	1 369	302	403	705	51,5
8	Westview	1 559	316	489	805	51,6
9	Crossroads	732	157	217	374	51,1
10	Capitale	4 036	807	1 138	1 945	48,2
11	Aspen	1 089	237	332	569	52,2
12	Lakeland	1 434	291	419	710	49,5
13	Mistahia	1 029	218	338	556	54,0
14–17	Régions du Nord	911	175	226	401	44,0
Total		22 652	4 907	6 956	11 863^e	52,4

^a RRS existant en Alberta en 2000.

^b Personnes admissibles à une trousse destinée aux participants et désireuses de la recevoir (formulaire de consentement et Questionnaire sur la santé et les habitudes de vie).

^c Personnes ayant rempli et renvoyé le Questionnaire sur la santé et les habitudes de vie.

^d Nombre de personnes inscrites par rapport au nombre de personnes recrutées (%).

^e Exclut deux personnes transgenres.

hôpital). Les sujets ont été invités à consentir à un couplage périodique de données pendant la durée de leur participation à l'étude. Ils ont été autorisés à participer à l'ensemble de l'étude même s'ils ont refusé l'accès aux données du ministère de la Santé de l'Alberta ou de l'Alberta Cancer Registry.

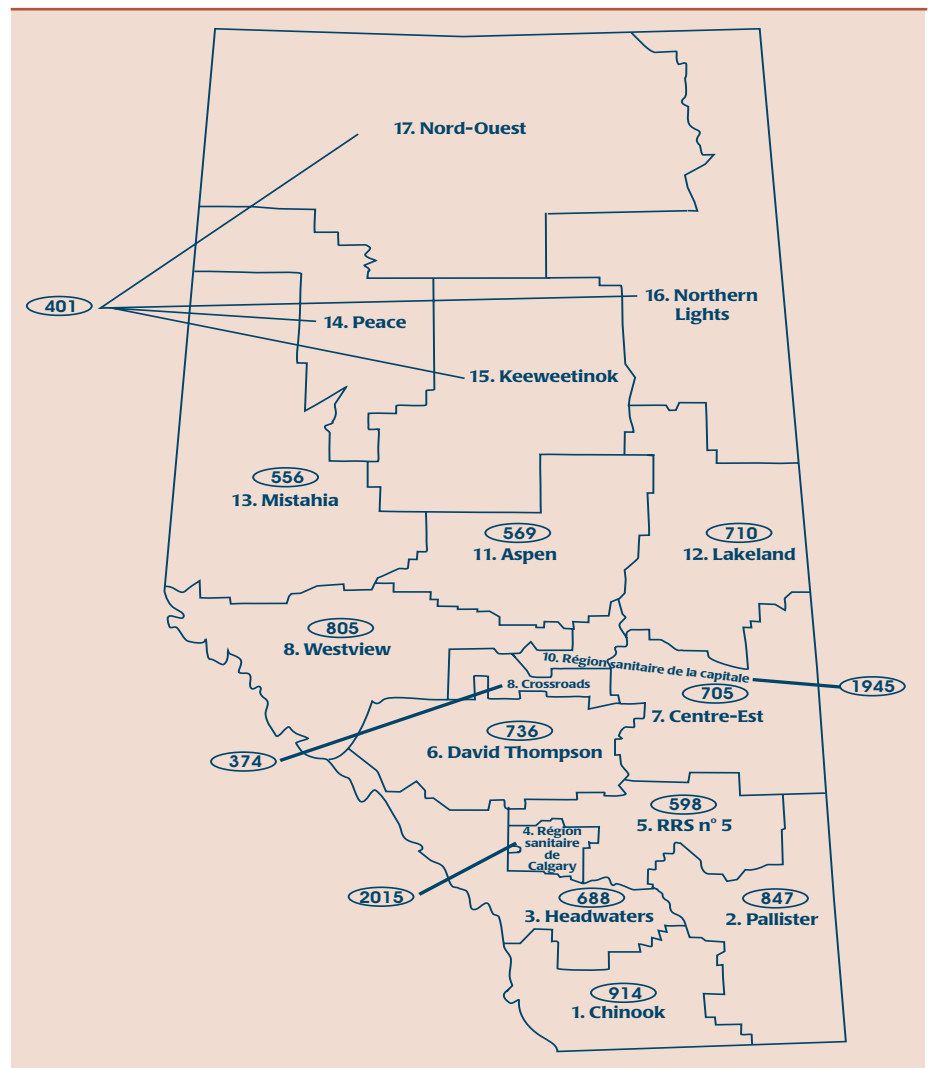
Les participants ont aussi dû indiquer s'ils seraient disposés à envisager de fournir un échantillon de sang aux fins de recherches s'ils étaient invités à le faire ultérieurement. De plus, on leur a précisé qu'une telle demande serait accompagnée d'une explication complète de la raison d'être de la collecte de sang et que le prélèvement de tout échantillon serait conditionnel à l'obtention d'une autre autorisation écrite.

La dernière page du formulaire de consentement renfermait les coordonnées des personnes-ressources de l'étude et incitait les sujets à utiliser l'une des méthodes de communication proposées pour signaler tout changement d'adresse au cas où ils déménageraient du lieu où ils ont été recrutés. Plus précisément, nous avons prévu un formulaire de « changement d'adresse » sur le site Web de l'étude (www.thetomorrowproject.org), ainsi qu'une série de numéros de téléphone sans frais et d'appels payables à l'arrivée de telle sorte que les sujets ayant quitté la province ou le Canada puissent avoir accès à des moyens de communication gratuits et commodes. Des plus, les sujets ont été priés d'indiquer leur numéro de téléphone cellulaire et leur adresse de courriel (selon le cas), ainsi que les coordonnées de deux personnes n'appartenant pas à leur ménage. On communiquerait avec ces personnes s'il était impossible d'entrer en contact avec le sujet de quelque autre façon. De plus, un bulletin semestriel est envoyé aux sujets afin de maintenir régulièrement un contact avec eux et de les tenir au courant de l'évolution de l'étude et des nouveaux faits.

Collecte de données de base

Des renseignements de base sur des facteurs de risque liés aux habitudes de vie et aux expositions ont été recueillis au moyen de trois questionnaires postaux

FIGURE 1
Nombre de participants inscrits dans l'étude de cohorte de l'Alberta, issus des 17 régions régionales de la santé (RRS) de la province de l'Alberta en 2000



à remplir soi-même. Les instruments ont été choisis en fonction des critères suivants : 1) pertinence en regard des facteurs associés à un risque attribuable potentiel élevé de cancer et d'autres maladies chroniques; 2) capacité d'utiliser/d'adapter la mesure aux fins de questionnaires à remplir soi-même; et d'un des deux critères suivants : 1) utilisation antérieure dans le cadre d'études épidémiologiques connues; et/ou 2) données publiées sur les propriétés psychométriques de la mesure.

Questionnaire sur la santé et les habitudes de vie (QSHV)

Le QSHV est composé de divers items

utilisés dans d'autres vastes études portant sur les antécédents médicaux et génésiques personnels, les antécédents familiaux, les facteurs psychosociaux, les mesures anthropométriques, le recours aux services de dépistage du cancer, les habitudes tabagiques, l'exposition au soleil et les caractéristiques socio-démographiques. Certains items ont été spécifiquement conçus pour l'étude de cohorte de l'Alberta lorsqu'on n'a pu trouver d'autres sources.

Les items concernant les antécédents médicaux personnels, les renseignements sur la santé génésique masculine et féminine et les antécédents familiaux de maladie chronique et de longévité ont été adaptés à partir de questions utilisées dans

TABEAU 2
Comparaison des caractéristiques de base des participants signalées dans l'étude de cohorte de l'Alberta (Alberta Cohort Study) et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC; Cycle 1.1) pour la province de l'Alberta

		Étude de cohorte de l'Alberta ^a : Données brutes		Étude de cohorte de l'Alberta : Données pondérées ^b	Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (1.1) ^c
		N	%	%	%
État matrimonial	Vivant avec un partenaire	9 059	78,9	76,8	76,4
Revenu du ménage avant imposition	< 50 000 \$ par an	4 330	38,7	35,0	38,2
	50 000 à 79 900 \$ par an	3 383	30,2	29,8	30,8
	≥ 80 000 \$ par an	3 480	31,1	35,2	31,0
Niveau d'instruction	Études secondaires non terminées	1 435	12,5	10,5	19,3
	Diplôme d'études secondaires	4 808	41,9	39,2	27,1
	Diplôme d'études postsecondaires	5 229	45,6	50,3	53,6

^a Ne comprend que la première personne recrutée dans chaque ménage et exclut les personnes transgenres.

^b Rend compte du pourcentage de réponses dans chaque catégorie après pondération en fonction de la région régionale de la santé du lieu de résidence, de l'âge et du sexe.

^c Données relatives aux sujets de l'ESCC âgés de 35 à 69 ans, vivant en Alberta.

le cadre du Prostate, Lung, Colorectal and Ovarian (PLCO) Screening Trial¹¹, de la Women's Health Initiative (WHI) Study¹² et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2000–2001 (ESCC), Cycle 1.1¹³.

Les items relatifs aux tests de Papanicolaou, aux mammographies, à l'examen clinique des seins, à l'autoexamen des seins et aux tests de dépistage de l'antigène prostatique spécifique sont tirés de l'ESCC. Les items concernant le dépistage du cancer colorectal au moyen d'un examen digital rectal, d'une sigmoïdoscopie/coloscopie et d'une recherche de sang occulte dans des échantillons de selles, ont été adaptés à partir de ceux de l'ESCC et de la California Health Interview Survey 2001¹⁴.

Les questions concernant l'exposition au tabac ont été conçues à la lumière d'une série recommandée de mesures de surveillance du tabagisme au Canada, élaborées dans le cadre de l'atelier canadien sur les données de surveillance de l'usage du

tabac¹⁵. L'exposition au soleil a été mesurée à l'aide de certains items recommandés par l'Atelier canadien national sur la mesure des comportements liés au soleil, pour la surveillance de l'exposition au soleil et des habitudes de protection contre le soleil¹⁶.

Le soutien social a été mesuré au moyen de questions tirées du questionnaire de la Medical Outcomes Study (MOS)¹⁷. Les items proposés pour l'ESCC 2000–2001 ont servi à mesurer le stress. La spiritualité a été mesurée au moyen de trois items tirés de l'ESCC et d'un item créé pour l'enquête de base.

Les sujets ont également reçu des instructions détaillées ainsi qu'un ruban de 183 cm (72 pouces) pour mesurer exactement leur taille et leur tour de hanches et de taille à l'aide d'une méthode dont la fiabilité et la validité avaient été établies¹⁸. Ils ont aussi reçu des instructions pour indiquer leur poids corporel au moyen d'une échelle accessible au répondant. Le QSHV comprenait 32 pages, et il fallait

environ 40 minutes pour le remplir.

Le Diet History Questionnaire (DHQ)

Le DHQ est un questionnaire cognitif sur la fréquence de consommation des aliments, mis au point par le National Cancer Institute (NCI) des États-Unis. Il s'agit d'un instrument qui permet d'évaluer l'alimentation au cours des 12 derniers mois¹⁹. Il est prouvé que le DHQ est comparable, sinon supérieur, aux autres questionnaires sur la fréquence de consommation d'aliments qui ont été utilisés dans d'autres vastes études de cohorte^{20,21}. Le questionnaire, qui se remplit en à peu près 60 minutes, comprend des questions sur 124 produits alimentaires et suppléments nutritionnels, et d'autres sous-questions relatives à 44 de ces produits. Des changements ont été apportés au questionnaire et à la base de données sur les éléments nutritifs, de concert avec le NCI, afin de tenir compte des différences entre les É.-U. et le Canada en ce qui a trait aux aliments offerts sur le marché, aux marques de fabrication, à la composition nutritionnelle et à l'enrichissement²².

Le Past Year Total Physical Activity Questionnaire (PYTPAQ) (questionnaire sur l'activité physique totale pratiquée au cours de la dernière année)

Le PYTPAQ s'inspirait d'un questionnaire conçu pour mesurer l'activité physique totale pratiquée à vie (LTPAQ). Le LTPAQ est un questionnaire administré par un intervieweur, qui permet de tracer un profil fiable des activités professionnelles, domestiques et récréatives pratiquées à vie, de l'enfance jusqu'au moment présent²³. Les données fournies par les répondants sur la fréquence, la durée et l'intensité de tous les types d'activités (professionnelles, domestiques, récréatives) donnent un aperçu de la dépense énergétique liée à chaque champ d'activité et de la dépense énergétique globalement associée à l'activité physique. Afin de mettre au point le PYTPAQ, on a adapté le LTPAQ pour qu'il puisse être auto-administré, et

TABEAU 3
Comportements liés à la santé, signalés par les participants à l'étude de cohorte de l'Alberta (Alberta Cohort Study) et à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC; Cycle 1.1) pour la province de l'Alberta

		Étude de cohorte de l'Alberta ^a : Données brutes		Étude de cohorte de l'Alberta ^b	Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (1.1) ^c
		N	%	%	%
Consommation de tabac	Non-fumeur	8 337	78,2	79,2	71,2
Mammographie (à un moment ou l'autre de la vie)	Femmes de ≥ 50 ans	2 518	94,2	94,4	85,6
Test de Papanicolaou (à un moment ou l'autre de la vie)	Toutes les femmes	6 247	99,1	99,0	94,6
Test de dépistage de l'antigène prostatique spécifique (à un moment ou l'autre de la vie)	Hommes de ≥ 50 ans	830	50,3	54,0	43,3
Obésité (IMC ≥ 30)	Hommes	1 148	28,3	25,5	19,4
	Femmes	1 447	24,8	23,5	17,4

^a Ne comprend que la première personne recrutée dans chaque ménage et exclut les personnes transgenres.

^b Rend compte du pourcentage de réponses dans chaque catégorie après une première pondération en fonction de la régie régionale de la santé du lieu de résidence, de l'âge et du sexe, et une deuxième pondération selon le revenu du ménage et le niveau d'instruction.

^c Données relatives aux sujets de l'ESCC vivant en Alberta.

on a ramené la période de référence à 12 mois précédant l'administration du questionnaire, alors qu'elle portait sur toute la vie. Une autre étude visant à évaluer la fiabilité et la validité du PYTPAQ a aussi été réalisée²⁴.

Tous les questionnaires peuvent être obtenus sur demande.

Manipulation et analyse de données

Nous avons fait appel au logiciel TeleForm® (TeleForm V8.1; Verity, Sunnyvale CA USA) pour la lecture optique et la saisie des données fournies par les deux questionnaires (HLQ et DHQ), et au logiciel Blaise® (Westat, Rockville, MD USA) pour l'entrée des données relatives au PYTPAQ. Nous avons procédé à des vérifications de la qualité de routine avant et après la saisie des données, et nous avons réalisé un suivi téléphonique pour obtenir des précisions lorsque les données étaient

ambiguës. Nous avons couplé les données relatives au HLQ, au DHQ et au PYTPAQ selon le numéro d'identité des sujets. Les données tirées des questionnaires qui ont été mises en mémoire ne comportaient aucun identificateur de sujet. Pour des raisons de sécurité, toutes les données électroniques ont été conservées sur des serveurs d'accès restreint, et tous les fichiers ont été protégés par mot de passe et sauvegardés quotidiennement.

Les épurations et analyses de données ont été faites à l'aide du logiciel statistique SAS® (SAS V9 2003; SAS Institute Inc, Cary NC USA).

Résultats

Recrutement et inscription

Les quatre vagues de sondage téléphonique se sont déroulées entre octobre 2000 et juin 2002, et ont permis de contacter 77 327 ménages choisis au hasard. Une

entrevue de sélection visant à repérer des résidents admissibles n'a pas été réalisée dans 38,9 % des ménages. Dans la plupart des cas, la personne ayant répondu au téléphone n'a pu prendre part à l'entrevue. Une entrevue de sélection a été réalisée dans 61,1 % des ménages choisis, et un membre admissible a été recruté en vue d'une possible participation à l'étude (autrement dit, il était disposé à envisager la possibilité d'une telle participation) dans 47,9 % de ces ménages. Les autres étaient inadmissibles et, de ce fait, exclus de l'étude pour diverses raisons : âge non compris dans la plage cible (89,4 %), antécédents de cancer (7,2 %), projet de quitter l'Alberta dans l'année qui suivait (2,9 %), et incapacité de comprendre et de remplir le questionnaire en anglais (0,5 %).

Dans 2 527 ménages contactés lors de la première vague (CA1), nous avons tenté de choisir un second participant du sexe opposé, lorsque nous avons réussi à recruter un premier membre. C'est ainsi que 711 sujets ont été recrutés comme « seconds membres du ménage ». De ce nombre, 384 (54 %) ont été recrutés dans le cadre de la cohorte. Pour mettre en oeuvre cette stratégie de double recrutement, il a fallu appeler le ménage deux autres fois, en moyenne. Le taux cumulatif de participation dans les ménages où le premier et le deuxième membres contactés étaient admissibles s'élevait à 56,7 %, alors qu'il était de 47 % dans les ménages où un seul membre avait été recruté.

Parmi les 22 652 personnes admissibles qui ont été recrutées, 52,4 % (N = 11 865) ont été inscrites dans la cohorte entre le 25 février 2001 et le 30 juin 2003. On estime que l'échantillon recruté représente environ 32 % de tous les participants possibles. Nous ne pouvons fournir de chiffres exacts puisque nous ne savons pas quel le pourcentage de ceux n'ayant pas réalisé l'entrevue de sélection qui étaient admissibles ou pas.

L'échantillon recruté de 11 865 participants représente environ 1 % de la population albertaine âgée de 35 à 69 ans (selon les estimations démographiques de 2002), et

84 % des collectivités et des municipalités de l'Alberta y sont représentées. La figure 1 montre la distribution des sujets recrutés par région; le taux de recrutement en dehors des grandes régions métropolitaines oscillait entre 44 et 58,6 %. Dans les zones urbaines, il était comparable, soit de 48,2 et 54,0 %, respectivement, dans les régions d'Edmonton et de Calgary (tableau 1). Comme on l'avait prévu, les participants non urbains étaient surreprésentés dans l'échantillon.

Parmi ceux qui ont été recrutés, environ 88 % ont rempli et renvoyé les questionnaires DHQ et PYTPAQ.

Caractéristiques de base des participants

La cohorte comprenait 4 907 hommes (41,4 %), 6 956 femmes (58,6 %) et deux transgenres.

Afin de déterminer si la cohorte était représentative de la population albertaine, nous avons établi une comparaison entre les participants à l'étude de cohorte de l'Alberta et les résidents de l'Alberta ayant participé à l'ESCC (Cycle 1.1)²⁵, entre septembre 2000 et novembre 2001. Dans ce dernier cas, le taux de participation s'élevait à environ 85,1 % en Alberta²⁶. Il est couramment utilisé pour rendre compte de la santé et des comportements, à la lumière d'estimations en population.

Après avoir exclu les sujets transgenres et les sujets recrutés comme « seconds membres du ménage », nous avons pondéré les données relatives à la cohorte en fonction de l'estimation de la fréquence dans la population de l'ESCC, et les avons stratifiées selon le sexe, l'âge et la RRS du lieu de résidence au moment du recrutement. Comme l'indique le tableau 2, l'échantillon de l'étude de cohorte était comparable à l'échantillon de l'ESCC, en ce qui concerne l'état matrimonial et le revenu annuel du ménage inférieur et supérieur à 50 000 \$; le revenu médian des familles en Alberta était de 60 100 \$ en 2001²⁷. La proportion de l'échantillon ayant fait des études post-secondaires était à peu près la même dans les deux études; par contre, le nombre de sujets n'ayant pas terminé leurs études

secondaires était plus faible dans l'étude de cohorte.

Avant de comparer les comportements liés à la santé, nous avons également pondéré les données relatives à l'échantillon de la cohorte en fonction du niveau d'instruction et du niveau de revenu (tableau 3). Même une fois ce rajustement fait, la cohorte comptait plus de nonfumeurs, et présentait une plus forte prévalence d'obésité (indice de masse corporelle ≥ 30) que le groupe de l'ESCC. Dans les deux groupes, la majorité des femmes avaient subi au moins un test de Papanicolaou. La proportion des femmes de plus de 50 ans ayant subi une mammographie était plus élevée dans la cohorte (94,4 % contre 85,6 %). De même, la proportion d'hommes de plus de 50 ans ayant subi un dosage de l'antigène prostatique spécifique était plus élevée dans l'étude de cohorte (54,0 % contre 43,3 %).

Ces analyses comparatives ont été faites à la lumière de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (Cycle 1.1) de

Statistique Canada et du fichier de micro-données à grande diffusion (FMGD), qui contient des données anonymisées recueillies en 2000–2001. Tous les calculs fondés sur ces micro-données ont été réalisés par la Division of Population Health and Information, à l'Alberta Cancer Board, et les auteures sont les seules responsables de l'utilisation et de l'interprétation de ces données.

Consentement à l'égard d'un couplage des données et du contenu des registres de santé

Dans leur consentement écrit, les participants ont accepté l'idée que l'on procède périodiquement à un couplage des données et de celles de l'Alberta Cancer Registry pour repérer les nouveaux cas de cancer. Ils ont aussi été spécifiquement invités à autoriser les responsables de l'Alberta Cohort Study à obtenir des données sur l'utilisation des services de santé que le ministère provincial de la Santé (Alberta Health and Wellness) a en sa possession et, le cas échéant, à fournir leur numéro personnel de carte santé. La majorité des hommes (95,8 %) et des femmes (98,1 %)

TABLEAU 4
Étude de cohorte de l'Alberta : taux de répondants ayant consenti à un couplage des données et des données provinciales sur l'utilisation des soins de santé, et ayant accepté d'envisager de donner de leur sang en vue de futures études

		Total ^a	Ont fourni leur numéro personnel de carte santé et consenti à un couplage de données % de réponses affirmatives ^b	Ont consenti à être contactés au sujet d'un éventuel don d'échantillon de sang % de réponses affirmatives ^b
Hommes	35–44 ans	1 806	94,1	89,6
	45–54 ans	1 720	96,5	91,6
	55–64 ans	1 011	97,5	93,6
	65–69 ans	370	96,8	92,2
	Total	4 907	95,8	91,3
Femmes	35–44 ans	2 519	97,9	90,8
	45–54 ans	2 398	98,2	93,3
	55–64 ans	1 477	98,2	92,0
	65–69 ans	562	98,0	90,2
	Total	6 956	98,1	91,9

^a Nombre total de participants dans chaque catégorie d'âge (comprend les participants recrutés comme « seconds membres du ménage ».)

^b % de participants dans chaque catégorie d'âge ayant répondu favorablement à la demande.

étaient d'accord avec cet aspect de l'étude et ont fourni leur numéro personnel de carte santé (tableau 4).

Consentement à participer aux études fondées sur des prélèvements de sang

Un formulaire distinct inclus dans la trousse de documents destinés aux participants visait à déterminer si ces derniers acceptaient qu'on communique plus tard avec eux pour savoir s'ils envisageaient de fournir un échantillon de sang en vue d'études ultérieures. Environ 91 % des hommes et des femmes interrogés ont accueilli favorablement cette idée (tableau 4).

Analyse

Une des grandes questions que nous nous sommes posées était de savoir si des Canadiens ne faisant pas partie d'un groupe professionnel, d'une association ou d'un registre donnés consentiraient à prendre part à une étude prospective de longue durée. Bien sûr, de telles études de cohortes ont déjà été entreprises en Europe, mais on était loin d'avoir l'assurance que le projet était réalisable dans un contexte nord-américain, au XXI^e siècle, époque où la question de la protection de la vie privée suscite des inquiétudes grandissantes. D'après nos résultats, la constitution de ce genre de cohorte est effectivement possible, et le taux de participation obtenu (32 %), bien qu'inférieur à celui qu'on aurait souhaité pour des études transversales simples, se compare au taux de participation à des études de cohortes menées antérieurement, ailleurs dans le monde. Ainsi, une étude de cohorte en population, réalisée en Suède, a fait état d'un taux de participation de 40 %²⁸; l'étude EPIC (étude prospective européenne sur le cancer et la nutrition) menée à Utrecht, d'un taux de participation de 34,5 %²⁹ et l'étude EPIC menée en Allemagne, d'un taux de 22,7 % à Potsdam et de 38,3 % à Heidelberg³⁰. Parmi les études de cohortes non mixtes, le taux de participation observé dans un échantillon national de Néerlandaises était de 35,5 %³¹; la Women's Health Study de l'Iowa a fait état d'un taux de participation de 42 %³²; une étude de cohorte réalisée

chez les Norvégiennes, d'un taux de participation de 57,1 %³³ et une étude suédoise, d'un taux de participation de 51,3 %³³.

Comme la plupart des études de cohortes ont essentiellement pour objet de vérifier des hypothèses étiologiques, leur validité interne n'est pas compromise par de tels taux de participation³⁴. En fait, même lorsqu'on utilise comme cadre d'échantillonnage des populations restreintes, telle que la cohorte de femmes recrutées dans la Nurses' Health Study, environ 51 % des lettres envoyées ont donné lieu à une participation³⁵. Une telle démarche n'a pas exclu la possibilité d'utiliser ces données pour vérifier des hypothèses étiologiques.

On peut à peine s'étonner de ce que les taux de participation soient plus faibles dans le cas des études de cohortes que lorsqu'il s'agit d'études cas-témoins ou d'études transversales, si l'on considère que le degré d'engagement attendu des participants à une étude de cohorte est nettement plus grand. Ainsi, dans notre étude, nous avons demandé aux participants de consentir à être suivis jusqu'à l'âge de 85 ans ou jusqu'à leur décès, et d'autres études prospectives s'attendent à des formes d'engagement comparables. En fait, nous pensons que l'intensité du processus d'enquête employé au cours de cette première phase de recrutement de l'étude s'est avérée un élément utile de l'étude, un peu comparable à la période de rodage prévue dans le cadre d'essais comparatifs randomisés de longue durée^{36,37}. D'autres auteurs d'études de cohortes ont aussi souligné ce possible avantage³⁰, puisqu'il est plus probable que ceux qui acceptent de participer à l'étude continuent de se plier au suivi pendant un certain nombre d'années. En effet, ce constat est maintenant corroboré par les résultats de notre première étude de suivi, selon lesquels environ 92 % de ceux qui ont été dûment recrutés, ont effectivement rempli et renvoyé le questionnaire. Ce taux de participation augure bien pour le suivi ultérieur.

Il faut toutefois se demander dans quelle mesure les données tirées d'une cohorte peuvent servir à déterminer les réponses

à des questions applicables à une population. Selon nos données, il faut faire preuve de prudence lorsqu'on tente d'utiliser les données obtenues d'une cohorte pour rendre compte de la prévalence d'habitudes liées à la santé. On observe généralement dans un groupe qui fait l'objet d'une étude à long terme une légère prédominance d'effets associés au « recrutement de sujets bien portants ». Ainsi, dans notre groupe, les taux de non-tabagisme étaient plus élevés, et les taux de recours « à un moment donné de la vie » à des tests de dépistage, légèrement plus élevés. Toutefois, la plus forte prévalence de l'obésité au sein de la cohorte par rapport au groupe visé par l'ESCC indique que l'écart entre les deux groupes ne tient pas uniquement à la présence d'un simple biais. Il est en effet possible que la différence s'explique en partie, mais pas exclusivement, par le fait que les données tirées de la cohorte aient été recueillies plus tardivement; les taux de tabagisme sont en baisse en Alberta, alors que le recours aux tests de dépistage et que les taux d'obésité sont à la hausse. Fait intéressant, les écarts entre les deux groupes en ce qui concerne les habitudes liées à la santé rendent compte des mêmes différences liées aux tendances séculaires.

En fait, certains allégueraient que ces données recueillies auprès de la population peuvent donner lieu à d'autres extrapolations, soit le calcul de la fraction étiologique du risque dans la population et de la proportion qui peut être prévenue, à condition que les taux d'exposition connus dans la population générale soient appliqués aux données de la cohorte visée^{28,30}. Il importe de souligner qu'il devient plus difficile d'obtenir même de telles estimations ponctuelles dans les études transversales actuelles. En effet, les taux de participation à des études transversales, comme la Behavioural Risk Factor Surveillance Study, qui servent à évaluer les habitudes liées à la santé aux États-Unis, s'élèvent à 42,4 %, de manière globale, et ne dépassent pas 24,0 %, dans certains États³⁸. Ainsi, toute surveillance des facteurs de risque sera vraisemblablement soumise, à l'avenir, à une plus forte pression de sélection.

Cette cohorte devrait nous permettre, entre autres, d'observer les effets d'« une expérience naturelle », autrement dit, les répercussions de changements sur le plan des politiques ou des conditions environnementales à l'échelle locale sur les membres de la cohorte vivant dans les régions touchées, comparativement aux témoins qui évoluent dans des milieux stables. Cette utilisation particulière des données relatives à la population ne sera pas assujettie à la pression de sélection, puisqu'il sera possible soit de choisir des témoins appariés, soit de tenir compte des facteurs modificateurs de l'effet dans le plan d'étude. Les arguments concernant la validité interne sont les mêmes qui s'appliquent à l'utilisation des données d'une cohorte pour vérifier des hypothèses étiologiques. De plus, le fait que nous ayons réussi à recruter des participants dans toutes les régions géographiques de la province, et que les taux de participation aient été comparables d'une région de la province à l'autre, nous permet de penser que nous parviendrons plus tard à appliquer les résultats relatifs à la cohorte à la surveillance de ces effets.

D'autres stratégies de recrutement, comme une collaboration avec l'ESCC de Statistique Canada ou l'utilisation des registres d'assurance-maladie, ont été explorées, mais n'ont pas été jugées réalisables. L'option d'une collaboration avec l'ESCC aurait introduit un biais de sélection, puisque ce n'est qu'à la fin des entrevues réalisées dans le cadre de l'ESCC que l'on aurait pu demander aux répondants s'ils consentaient à faire partie de la cohorte, et cette demande n'aurait pu être présentée qu'en personne. Statistique Canada ayant indiqué que, dans bien des cas, les entrevues étaient faites au téléphone, on a opté pour une démarche selon laquelle le contact (du moins le premier) avec la personne reposerait sur une sélection aléatoire. Le facteur temps a milité à l'encontre de l'utilisation de registres d'assurance-maladie. C'est pourquoi nous avons retenu la composition aléatoire (CA) comme principale méthode de recrutement. Comme cette formule ne fait pas appel à des répertoires téléphoniques, n'importe lequel des ménages dotés de lignes télé-

phoniques pouvait recevoir un appel. Étant donné que 97 % des ménages possédaient au moins une ligne téléphonique et que l'on a eu recours à une méthode d'échantillonnage fondée sur la composition aléatoire, presque tous les ménages étaient théoriquement inclus dans le plan d'échantillonnage. Toutefois, nous commençons maintenant à craindre que cette méthode de recrutement téléphonique ne perde très bientôt de son efficacité. Aux É.-U., la baisse des taux de réponse aux méthodes de recrutement fondées sur la CA suscite des inquiétudes grandissantes^{39,40}. Ce que l'on craint, c'est non seulement que la cohorte ainsi constituée ne reflète pas, ne serait-ce qu'en gros, les caractéristiques de l'ensemble de la population, mais aussi que l'accroissement de la somme de temps et d'efforts nécessaires à l'obtention du nombre de participants souhaité ne soit lourd de conséquences sur le plan budgétaire. C'est pourquoi, il est possible que l'on envisage d'autres méthodes de recrutement à la lumière des constats faits lors de l'application de la méthode de CA, avant que l'on entreprenne d'autres vagues de recrutement, aux fins de l'étude de cohorte de l'Alberta.

Même si la stratégie de double recrutement a permis, dans une certaine mesure, d'accroître le nombre d'éventuels participants à l'étude, le « coût » possible de cette approche l'a emporté sur ses avantages. Autrement dit, une proportion relativement élevée de l'échantillon constitué lors de la première vague de recrutement (CA1), soit 28,1 %, faisait partie du ménage d'une autre personne recrutée dans le cadre de l'étude (il s'agissait, la plupart du temps, d'un conjoint). Si une forte proportion de ces personnes et leur partenaire de vie participaient à l'étude, la possible existence d'une forte corrélation entre les données de l'étude, surtout en ce qui concerne des mesures de l'exposition, l'a emporté sur les avantages du recours à la stratégie fondée sur le recrutement d'une « seconde personne ». Malgré son efficacité plus grande, la méthode n'a pas été retenue dans les vagues de recrutement subséquentes.

La confidentialité des renseignements et les possibles enjeux éthiques entourant le

prélèvement d'échantillons biologiques en vue d'une conservation et d'une utilisation à long terme ont soulevé énormément de discussions dans les médias avant et pendant nos démarches de recrutement. En fait, le Commissariat à l'information et à la protection de la vie privée a été fondé en Alberta en 1995, sans doute, et entre autres, pour donner suite aux questions soulevées par la population dans ce domaine. Toutefois, une très forte proportion de sujets ont consenti à ce que l'on utilise des renseignements personnels sur la santé et à ce que l'on communique avec eux en vue d'un prélèvement d'échantillons biologiques. Sans aucun doute, cette réaction tient au fait que les personnes qui choisissent de prendre part à ce genre d'étude accordent de l'importance à la recherche; celles qui n'étaient pas à l'aise avec cette idée peuvent avoir carrément décidé de ne pas faire partie de la cohorte. De plus, la notion quelque peu abstraite, selon laquelle on pourrait les contacter plus tard pour leur demander d'envisager la possibilité de fournir un échantillon de sang pourrait avoir incité certains sujets à accueillir favorablement la demande sans y avoir pensé sérieusement. Afin d'estimer le nombre de personnes qui, sur demande, fourniraient un échantillon, nous avons par la suite réalisé une petite étude pilote, qui a montré qu'environ les deux tiers des sujets contactés seraient prêts à donner un échantillon de 50 mL de sang qui serait mis en réserve. Ces échantillons (N = 769) ont permis d'obtenir, par fractionnement, de nombreux aliquotes de sérum, de plasma, de globules rouges et de couches leucocytaires, qui sont conservées à une température de -85 °C dans des congélateurs mécaniques. Afin de recueillir, comme prévu, d'autres échantillons de sang, il faudra agrandir les banques de matériel biologique existantes et définir des protocoles qui guideront l'accès aux échantillons en vue d'autres recherches. Toute autre recherche sur les échantillons devra être pleinement approuvée sur le plan éthique.

Pour conclure, si l'on se fie aux résultats de la présente étude de faisabilité, il est possible de constituer une cohorte dans le contexte canadien, et il est fort probable que des études puissent utiliser des

échantillons de matériel biologique afin de déterminer la prévalence de biomarqueurs ou des corrélations entre les biomarqueurs et les expositions ou les maladies signalées. Nous espérons que les éléments d'information contenus dans l'étude alimenteront les discussions beaucoup plus approfondies qui devront avoir lieu lorsqu'on proposera le projet définitif (plan, financement et administration) de constitution d'une cohorte à grande échelle.

Remerciements

Le présent projet a été financé dans le cadre du New Initiative Program de l'Alberta Cancer Board. Christine Friedenreich a reçu une bourse de nouveau chercheur des IRSC ainsi qu'une bourse de chercheur de l'AHFMR. Les auteures tiennent à souligner l'apport de leurs collègues, Ilona Csizmadia, Elizabeth McGregor et Linda Cook, qui ont pris part à la conception et à la révision de l'étude, ainsi que Karen Kopciuk et Penny Brasher, qui leur ont facilité, par leurs conseils statistiques, la pondération des échantillons. Elles sont également reconnaissantes envers Gwynne Rees et Will Rosner qui ont réalisé les analyses statistiques.

Des copies des instruments de recherche peuvent être obtenues sur demande.

Références

1. Livingstone MBE, Black AE. Markers of the validity of reported energy intake. *J Nutr* 2003;133 Suppl 3:895S-920S.
2. Motl RW, McAuley E, DiStefano C. Is social desirability associated with self-reported physical activity? *Prev Med* 2005;40(6):735-9.
3. Adams SA, Matthews CE, Ebbeling CB, et al. The effect of social desirability and social approval on self-reports of physical activity. *Am J Epidemiol* 2005;161(4):389-98.
4. Hebert JR, Peterson KE, Hurley TG, et al. The effect of social desirability trait on self-reported dietary measures among multi-ethnic female health center employees. *Ann Epidemiol* 2001;11(6):417-27.

5. Abba K, Clarke S, Cousins R. Assessment of the potential effects of population changes in attitudes, awareness and beliefs on self-reporting of occupational ill-health. *Occup Med (Lond)* 2004;54(4):238-44.
6. Kristman V, Manno M, Cote P. Loss to follow-up in cohort studies: how much is too much? *Eur J Epidemiol* 2004;19(8):751-60.
7. Lavrakas PJ. Telephone Survey Methods Sampling, Selection, and Supervision. 2nd ed. Sage Publications, Inc. 1993.
8. Statistique Canada. Enquête sur le service téléphonique résidentiel (ESTR). 2001_
9. Statistique Canada. Définitions, sources de données et méthodes. 2003. Accessible au : http://www.statcan.ca/francais/oncepts/stat-unit-def_f.htm (consulté le 19 décembre 2005).
10. University of Alberta. Population Research Laboratory, University of Alberta. Accessible au : URL: <http://www.uofaweb.ualberta.ca/prl/> (consulté le 19 décembre 2005).
11. National Cancer Institute. Prostate, Lung, Colorectal & Ovarian Cancer Screening Trial (PLCO). Accessible au : <http://www3.cancer.gov/prevention/plco/index.html> (consulté le 21 décembre 2005).
12. Women's Health Initiative Study Group. Design of the Women's Health Initiative Clinical Trial and Observational Study. *Control Clin Trials* 1998;19:61-109.
13. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), Questionnaire du Cycle 1.1. Accessible au : http://www.statcan.ca/francais/sdds/instrument/3226_Q1_V1_F.pdf (consulté le 21 décembre 2005).
14. UCLA Center for Health Policy Research, California Department Health Policy Research, Public Health Institute. 2001 California Health Interview Survey Adult Questionnaire.
15. Mills C, Stephens T, Wilkins K. Summary report of the workshop on data for monitoring tobacco use. *Health Rep* 1994; 6(3):377-87.
16. Lovato C, Shoveller J, Mills C. Atelier national canadien sur la mesure des comportements liés au soleil [Rapport d'atelier]. *Maladies chroniques au Canada* 1999;20(2):108-112.
17. Rand Health. Medical Outcomes Study Questionnaire. Accessible au : <http://www.rand.org/health/surveys/core/> (consulté le 21 décembre 2005).
18. Kushi LH, Kaye SA, Folsom AR, Soler JT, Prineas RJ. Accuracy and reliability of self-measurement of body girths. *Am J Epidemiol* 1988;128(4):740v8.
19. National Cancer Institute. Diet History Questionnaire. Accessible au : <http://riskfactor.cancer.gov/DHQ/forms/canadian/index.html> (consulté le 14 juillet 2006).
20. Subar AF, Thompson FE, Kipnis V, et al. Comparative validation of the Block, Willett, and National Cancer Institute food frequency questionnaires: the Eating at America's Table Study. *Am J Epidemiol* 2001;154(12):1089-99.
21. Thompson FE, Subar AF, Brown CC, et al. Cognitive research enhances accuracy of food frequency questionnaire reports: results of an experimental validation study. *J Am Diet Assoc* 2002;102(2):212-25.
22. Csizmadia I, Kahle LL, Ullman R, et al. Adaptation and evaluation of the National Cancer Institute's Diet History Questionnaire and nutrient database for use in Canadian Populations. *Public Health Nutr* (sous presse).
23. Friedenreich CM, Courneya KS, Bryant HE. The lifetime total physical activity questionnaire: development and reliability. *Med Sci Sports Exerc* 1998;30(2):266-74.
24. Friedenreich CM, Courneya KS, Neilson HK, et al. Reliability and validity of the Past Year Total Physical Activity Questionnaire. *Am J Epidemiol* 2006;163(10):959-70.
25. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Cycle 1.1. 2001. Fichier de microdonnées à grande diffusion.

26. Béland Y, Dufour J, Hamel M. Faire échec à la non-réponse dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Les actes du symposium de Statistique Canada, La qualité des données d'un organisme statistique : une perspective méthodologique. Ottawa : Statistique Canada, 2001.
27. Statistique Canada, Division des opérations du recensement.. Revenus des familles canadiennes. 2001. Accessible au : http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Analytic/companion/inc/provs_f.cfm (consulté le 21 décembre 2005).
28. Manjer J, Carlsson S, Elmstahl S, et al. The Malmo Diet and Cancer Study: representativity, cancer incidence and mortality in participants and non-participants. *Eur J Cancer Prev* 2001; 10(6):489-99.
29. Boker LK, van Noord PA, van der Schouw YT, et al. Prospect-EPIC Utrecht: study design and characteristics of the cohort population. *Eur J Epidemiol* 2001; 17(11):1047-53.
30. Boeing H, Korfmann A, Bergmann MM. Recruitment procedures of EPIC-Germany. *European Investigation into Cancer and Nutrition. Ann Nutr Metab* 1999;43(4):205-15.
31. van den Brandt PA, Goldbohm RA, van't Veer P, Volovics A, Hermus RJ, Sturmans F. A large-scale prospective cohort study on diet and cancer in The Netherlands. *J Clin Epidemiol* 1990;43(3):285-95.
32. Limburg PJ, Anderson KE, Johnson TW, et al. Diabetes mellitus and subsite-specific colorectal cancer risks in the Iowa Women's Health Study. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 2005;14(1):133-7.
33. Gram IT, Braaten T, Terry PD, et al. Breast cancer risk among women who start smoking as teenagers. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 2005;14(1):61-6.
34. Szklo M. Population-based cohort studies. *Epidemiologic Reviews* 1998;20(1):81-90.
35. Barton J, Bain C, Hennekens CH, et al. Characteristics of respondents and non-respondents to a mailed questionnaire. *Am J Public Health* 1980;70(8):823-5.
36. Lang JM. The use of a run-in to enhance compliance. *Stat Med* 1990;9(1-2):87-93.
37. Buring JE, Hennekens CH. Cost and efficiency in clinical trials: the U.S. Physicians' Health Study. *Stat Med* 1990;9(1-2):29-33.
38. Centers for Disease Control. 2003 Behavioral Risk Factor Surveillance System Summary Data Quality Report. Accessible au : http://www.cdc.gov/brfss/technical_infodata/2003QualityReport.htm (consulté le 21 décembre 2005).
39. Allen M, Ambrose D, Halfpenny G, Simmie T. Telephone refusal rates still rising: Results of the 2002 Response Rate Survey. Accessible au : <http://www.pmr-aprm.com/specialresponse/article01.html> (consulté le 21 décembre 2005).
40. Curtin R, Presser S, Singer E. Changes in telephone survey nonresponse over the past quarter century. *Public Opinion Quarterly* 2005;69(1):87-98.

Opinions des patients sur la confidentialité, le consentement et la divulgation de renseignements sur la santé dans le cadre de la recherche médicale

Stacey A Page et Ian Mitchell

Résumé

Une enquête structurée a été menée auprès de patients répartis dans trois groupes de maladies (syndrome d'immunodéficience acquise, sclérose en plaques et troubles mentaux) en vue d'obtenir l'opinion des patients sur la confidentialité, le consentement et l'utilisation des renseignements sur leur santé dans le cadre de la recherche médicale. Le questionnaire d'enquête a été envoyé par courrier aux sujets compris dans les groupes du sida et de la SEP; les sujets compris dans le groupe des troubles mentaux ont rempli le questionnaire dans la salle d'attente d'une clinique. Parmi les 478 patients sollicités aux fins de l'enquête, 235 ont retourné le questionnaire rempli (taux de réponse de 49,2 %). La plupart des sujets étaient soucieux de la protection de la confidentialité et de la possibilité de donner leur consentement à l'utilisation des renseignements personnels sur leur santé pour les besoins de la recherche médicale. Certains facteurs contextuels, comme l'identification du patient, le type de maladie et la personne chargée de la recherche, étaient considérés comme importants lorsqu'il s'agit de donner son consentement. Quant à l'utilisation des renseignements sur la santé expressément pour les besoins de la recherche médicale, la majorité des sujets tenaient à pouvoir donner leur consentement à moins que l'anonymat soit assuré. La confidentialité et le contrôle des renseignements personnels sur la santé étaient importants pour les patients faisant partie de ces groupes. Les patients préfèrent être consultés quant à l'accès aux renseignements sur leur santé dans le cadre de la recherche.

Mots clés : confidentialité, consentement éclairé, confidentialité, données secondaires

Introduction

Les renseignements personnels sur la santé comprennent les données sociodémographiques sur le patient, de même que les données sur le diagnostic, le traitement, les soins et le calendrier des consultations et la facturation. Estimant que ces renseignements sont directement liés à leurs soins médicaux, les patients les communiquent volontiers aux professionnels de la santé. Cependant, ces renseignements présentent également beaucoup d'intérêt pour d'autres personnes, dont les chercheurs médicaux.

La littérature examinant l'utilisation secondaire des renseignements sur la santé

dans le cadre de la recherche médicale est majoritairement composée d'éditoriaux et d'analyses théoriques¹⁻⁵. Les partisans de la confidentialité sont d'avis que les valeurs du respect de la vie privée et de l'autonomie rendent moralement inacceptable l'utilisation des renseignements personnels sur la santé à l'insu du patient ou sans avoir obtenu son consentement, à des fins autres que l'intérêt même du patient. En revanche, ceux qui souscrivent à une vision plus communautaire font valoir que le droit aux soins médicaux devrait normalement être assorti d'une responsabilité corollaire de permettre que les renseignements obtenus dans ce contexte soient utilisés dans l'intérêt collectif. Les tenants de cette opinion avancent qu'il est contraire à

l'éthique d'entraver la recherche légitime en restreignant indûment l'accès aux renseignements personnels sur la santé, compromettant ainsi les bienfaits potentiels de la recherche médicale, tant pour la société que pour l'individu^{3,4,6}.

Des sondages d'opinion menés aux É.-U. au début des années 90 indiquent que les répondants étaient mal à l'aise avec l'utilisation non autorisée des renseignements personnels sur la santé même lorsqu'on leur garantissait le respect de la confidentialité et l'exercice d'une surveillance par le CER^{7,8}. Un sondage plus récent a révélé que la plupart des adultes s'opposaient à l'accès non autorisé aux renseignements sur la santé par quelque groupe que ce soit (p. ex., médecins, pharmaciens, policiers/avocats, services de santé, banques, employeurs, compagnies d'assurance, organismes gouvernementaux). Les deux tiers des répondants s'opposaient à l'accès non autorisé à leur dossier médical par les chercheurs en santé⁹.

La National Health System (NHS) Information Authority en Grande-Bretagne a réalisé une étude sur les questions de la confidentialité et du consentement du point de vue des patients et de la population¹⁰. Bien que les répondants aient déclaré être très confiants que la confidentialité était respectée par le NHS, un grand nombre ne savaient pas à quelles fins les renseignements étaient effectivement utilisés. Ils étaient davantage préoccupés par la question de savoir qui utilisait les renseignements et si l'anonymat était préservé plutôt que par les fins auxquelles

Coordonnées des auteurs

Stacey A Page et Ian Mitchell, Office of Medical Bioethics, Université de Calgary, Calgary (Alberta) Canada

Correspondance : Stacey A Page, Office of Medical Bioethics, pièce 93, HMRB, Faculté de la Médecine, Université de Calgary, 3330 Hospital Drive NW, Calgary (Alberta) Canada T2N 4N1; télécopieur : (403) 283-8524; courriel : sapage@ucalgary.ca

ces renseignements étaient utilisés. Les répondants étaient d'avis qu'il faudrait anonymiser les données ou obtenir le consentement à leur utilisation si ces dernières doivent être utilisées par des personnes ou organismes autres que le NHS ou pour des raisons autres qu'aux fins des traitements. Les femmes et les personnes s'identifiant comme étant de race blanche étaient plus nombreuses à préconiser l'imposition d'exigences plus rigoureuses concernant le consentement.

Une étude canadienne récente a examiné les méthodes privilégiées par les patients pour obtenir leur consentement à l'utilisation des dossiers de santé électroniques¹¹. Dans ce cas également, peu de personnes s'étaient interrogées sur les fins auxquelles servaient les renseignements sur la santé. La plupart des sujets étaient disposés à permettre l'utilisation des renseignements personnels sur leur santé pour les besoins de la recherche, même s'ils préféraient, ne serait-ce que par respect, que leur consentement soit obtenu au préalable.

Il est important de comprendre les opinions et les attentes des patients en cette matière aux fins de l'élaboration, de l'amélioration et de l'application soutenues des règlements régissant l'accès aux renseignements personnels sur la santé dans les contextes de la pratique clinique et de la recherche^{1,10,12}.

La présente étude visait à examiner les points de vue des membres de trois groupes de patients concernant le consentement et la divulgation des renseignements personnels sur la santé dans le cadre de la recherche médicale. L'étude a été réalisée avec l'approbation du Conjoint Health Research Ethics Board de l'Université de Calgary.

Méthodes

Échantillon

Environ 200 adultes issus de chacun des trois groupes de patients (personnes souffrant du sida, d'un trouble mental ou de sclérose en plaques) ont été sollicités pour participer à l'étude.

Instruments

Un questionnaire de cinq pages, comprenant des questions à choix fixe, a été élaboré pour les besoins de l'étude à la lumière d'une analyse documentaire et de consultations auprès des membres de chaque groupe de patients. Le questionnaire a fait l'objet d'un examen local par des pairs spécialisés dans les domaines de l'éthique de la recherche, du droit et de la protection des renseignements personnels. Un petit nombre de personnes dans chacun des groupes de patients ont été invitées à examiner le questionnaire. Leurs recommandations ont été prises en compte dans une nouvelle version du questionnaire.

Les questions portaient sur les données sociodémographiques, l'expérience de la recherche médicale, et les opinions et l'expérience concernant la confidentialité, les renseignements sur la santé et la recherche médicale. Les sujets ont été invités à faire des commentaires additionnels sur l'utilisation des renseignements personnels sur la santé dans le cadre de la recherche médicale. Le questionnaire était anonyme.

Mode d'administration du questionnaire

Le mode d'administration du questionnaire dans les trois groupes variait légèrement selon le groupe et tenait compte des différences dans le profil des clients, les taux de réponse provisoires et les ressources humaines de l'organisation.

Organisme d'aide aux personnes vivant avec le sida

Un organisme communautaire qui offre des services de soutien aux personnes vivant avec le sida a expédié la trousse d'enquête (lettre d'accompagnement, questionnaire, enveloppe de retour pré-affranchie) à tous les clients dont les coordonnées étaient disponibles dans sa base de données (N = 200) à la fin de novembre 2003. Environ six semaines plus tard, les destinataires du questionnaire ont reçu un avis de rappel par la poste et, deux semaines plus tard, une deuxième trousse d'enquête. Des avis incitant à participer à l'étude ont été affichés au babillard de l'organisation.

FIGURE 1
Indice du consentement des participants à l'étude : distribution des scores sommaires des participants pour les questions du tableau 3. Les nombres positifs indiquent la préférence pour le consentement.

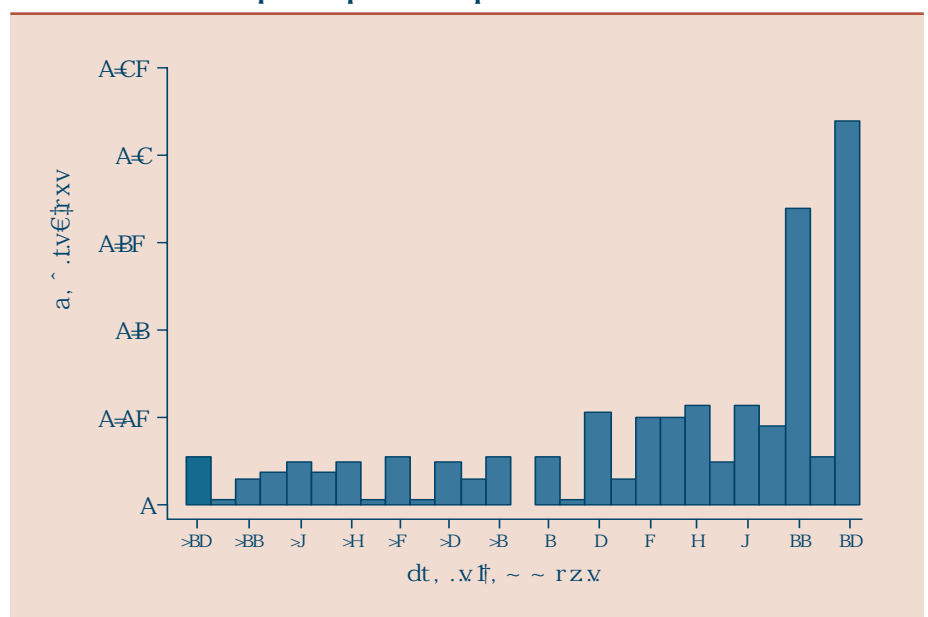


TABLEAU 1
Caractéristiques sociodémographiques des participants selon le groupe de patients

Caractéristiques	Groupes de patients			Total N (%)
	Sida N (%)	Troubles mentaux N (%)	Sclérose en plaques N (%)	
Sexe				
Homme	22 (84,6)	33 (38,4)	31 (25,2)	86 (36,6)
Femme	4 (15,4)	53 (61,6)	92 (74,8)	149 (63,4)
Groupe d'âge				
20–39	9 (34,6)	39 (45,4)	20 (16,3)	68 (28,9)
40–59	15 (57,6)	37 (43,0)	77 (62,5)	129 (54,9)
≥ 60	1 (3,9)	7 (8,1)	26 (21,2)	34 (14,5)
≥ Inconnu	1 (3,9)	3 (3,5)	0	4 (1,7)
Travaille actuellement?				
Non	19 (73,1)	59 (68,6)	96 (78,1)	174 (74,0)
Oui	7 (26,9)	27 (31,4)	27 (22,0)	61 (26,0)
Études				
< 12 ^e année	5 (19,2)	20 (23,3)	14 (11,4)	39 (16,6)
12 ^e année	3 (11,5)	15 (17,4)	17 (13,8)	35 (14,9)
Études post-secondaires partielles/ complètes	18 (69,2)	47 (54,6)	91 (74,0)	156 (66,4)
A refusé de répondre	0	4 (4,7)	1 (0,8)	5 (2,1)
État civil				
Célibataire*	24 (92,3)	67 (77,9)	46 (37,4)	137 (58,3)
En couple (union de fait, marié)	2 (7,7)	19 (22,1)	77 (62,6)	98 (41,7)
Revenu brut annuel				
< 20 000 \$	12 (46,2)	34 (39,5)	28 (22,8)	74 (31,5)
20 000 \$ – 39,999 \$	8 (30,8)	14 (16,3)	21 (17,1)	43 (18,3)
40 000 \$ – 59,999 \$	1 (3,9)	7 (8,1)	15 (12,2)	23 (9,8)
60 000 \$ – 79,999 \$	0	4 (4,7)	17 (13,8)	21 (8,9)
≥ 80 000 \$	0	1 (1,2)	10 (8,1)	11 (4,7)
Ne sait pas/a refusé de répondre	5 (19,3)	26 (30,3)	32 (26,1)	63 (26,9)
Expérience de la recherche médicale				
Oui	15 (57,7)	29 (33,7)	83 (67,5)	127 (54,0)
Non	9 (34,6)	43 (50,0)	33 (26,8)	85 (36,2)
Incertain	2 (7,7)	14 (16,3)	7 (5,7)	23 (9,8)

* Comprend les personnes qui n'ont jamais été mariées, les personnes séparées, divorcées et veuves.

Clinique de santé mentale en milieu urbain

Cette clinique fournit des services de consultation externe à une clientèle ayant reçu divers diagnostics de troubles mentaux. Au moment où le questionnaire a été distribué, la clinique desservait environ 450 clients. On a demandé aux patients

qui se sont présentés successivement à la clinique durant une période de cinq mois à compter de novembre 2003 s'ils seraient disposés à remplir le questionnaire. Dans l'affirmative, on leur remettait le questionnaire en leur demandant de le rendre avant de quitter la clinique. Les clients étaient exclus s'ils étaient en crise psychotique.

Organisme d'aide aux personnes souffrant de sclérose en plaques

Un organisme communautaire fournissant des services de soutien aux clients souffrant de sclérose en plaques a expédié un questionnaire à 200 des 751 clients actifs répertoriés dans sa base de données en novembre 2003. Un client sur trois a été sélectionné jusqu'à ce qu'un échantillon de 200 personnes soit constitué. Environ huit semaines plus tard, un deuxième questionnaire a été expédié.

Analyses

Les données ont été analysées au moyen de STATA 6 (13). Des statistiques descriptives ont été utilisées pour résumer les réponses obtenues de chaque groupe de patients au besoin. Treize questions liées au consentement (voir le tableau 3) ont été utilisées pour construire un « indice du consentement » individuel. Ces questions visaient à déterminer si les répondants étaient d'avis que le consentement individuel à l'utilisation des renseignements personnels sur la santé devrait être obtenu dans le cadre de la recherche médicale dans diverses circonstances. Un score de +1 a été attribué aux réponses indiquant que le consentement devrait être obtenu, un score de -1 a été attribué à celles indiquant qu'il n'était pas nécessaire d'obtenir le consentement, et un score de 0 a été attribué dans le cas des répondants indécis. Ces scores ont été additionnés pour chaque répondant. Les sommes positives caractérisaient les répondants qui étaient plus généralement d'avis qu'il fallait obtenir le consentement, tandis que les sommes négatives caractérisaient ceux qui n'étaient pas d'avis qu'il fallait systématiquement obtenir le consentement. Les répondants ayant obtenu un score de zéro ont été considérés comme des indécis. Cette méthode a permis de dégager deux groupes de répondants ayant des opinions relativement bien arrêtées sur le consentement et l'accès aux renseignements personnels sur la santé dans le cadre de la recherche médicale. Des méthodes de régression logistique multiple ont été utilisées pour déterminer les facteurs prédictifs de ces perspectives ($\alpha = 0,05$). Les caractéristiques démographiques (âge,

TABLEAU 2
Accès sans consentement aux renseignements sur la santé, selon divers intervenants : nombre et pourcentage de patients qui y consentiraient, selon le groupe de patients

	Groupe de patients			
	Sida N (%)	Troubles mentaux N (%)	Sclérose en plaques N (%)	Total N (%)
Mari ou femme/conjoint(e)	4 (15,4)	18 (20,9)	57 (46,3)	79 (33,6)
Proches parents	6 (23,1)	26 (30,2)	35 (28,5)	67 (28,5)
Médecins traitants	24 (92,3)	71 (82,6)	108 (87,8)	203 (86,4)
Autres médecins	4 (15,4)	6 (7,0)	11 (8,9)	21 (8,9)
Chercheurs en santé	8 (30,8)	28 (32,6)	42 (34,2)	78 (33,2)
Pharmaciens	8 (30,8)	29 (33,7)	24 (19,5)	61 (26,0)
Sociétés pharmaceutiques	2 (7,7)	5 (5,8)	3 (2,4)	10 (4,3)
Votre employeur	1 (3,9)	7 (8,1)	2 (1,6)	10 (4,3)
Votre compagnie d'assurance	2 (7,7)	10 (11,6)	7 (5,7)	19 (8,1)
Le gouvernement	2 (7,7)	8 (9,3)	4 (3,3)	14 (6,0)

sexe, état civil, situation d'emploi, études, revenu, expérience de la recherche et type de maladie) ont été prises en considération. Une analyse de régression multiple descendante a été effectuée, et les modèles obtenus ont été évalués au moyen du chi carré du rapport de vraisemblance. Les commentaires textuels ont été résumés au moyen de l'analyse du contenu.

Résultats

Sujets

Un nombre total de 244 questionnaires ont été retournés. Neuf ont été rejetés en raison du nombre élevé de données manquantes. Le taux de réponse global s'est donc élevé à 235/478 (49,2 %), et variait considérablement selon le groupe.

Groupe des patients souffrant du sida

Soixante-dix-huit des 200 questionnaires expédiés nous ont été retournés à titre de courrier non distribuable. Vingt-six ont été retournés, pour un taux de réponse de 21 % (26/122).

Groupe de patients souffrant de troubles mentaux

Cent quatre-vingt-sept personnes ont été sollicitées pour participer à l'étude. Dix-sept étant trop malades pour le faire ont été

exclus (N possible = 170). Deux personnes ont retourné un questionnaire dans lequel le nombre de données manquantes était excessif, et 82 personnes ont refusé de participer à l'étude. Quatre-vingt-six des questionnaires retournés ont été jugés acceptables (taux de réponse de 86/170, soit 51 %).

Groupe des patients souffrant de sclérose en plaques

Douze des 200 questionnaires ont été retournés à titre de courrier non distribuable. Dans sept des cent trente questionnaires retournés, le nombre de données manquantes était excessif. Par conséquent, 123 questionnaires acceptables ont été reçus, pour un taux de réponse de 65 % (123/188).

Les données sociodémographiques sont présentées dans le tableau 1.

Opinions et expérience concernant la confidentialité et les renseignements sur la santé

Dans les trois groupes, les patients étaient le plus préoccupés par la confidentialité des renseignements personnels sur leur situation financière et leur santé et le moins préoccupés par la confidentialité des renseignements personnels sur leurs croyances religieuses et leurs convictions

politiques. La majorité des patients dans tous les groupes (96 à 100 %) étaient d'avis que les personnes devraient pouvoir accéder aux renseignements concernant leur propre santé. Cependant, rares étaient ceux qui avaient fait des démarches à cette fin.

On a demandé aux patients d'indiquer, à partir d'une liste de personnes et d'organisations, celles qui, à leur avis, pouvaient avoir accès aux renseignements personnels sur leur santé sans obtenir leur consentement au préalable. Comme le tableau 2 l'indique, les répondants étaient d'avis que les médecins qui les traitaient étaient les seuls qui devraient avoir accès aux renseignements concernant leur santé sans obtenir leur consentement. La plupart des patients étaient d'avis que tous les autres, y compris les conjoints et les autres proches parents, devraient n'y avoir accès qu'après avoir obtenu leur consentement.

Facteurs contextuels influant sur la nécessité d'obtenir le consentement

On a présenté le scénario suivant aux sujets en leur demandant s'ils étaient d'avis qu'il faudrait obtenir leur consentement avant d'utiliser les renseignements sur leur santé. On a souligné qu'il s'agissait de déterminer si le consentement devrait être obtenu et non s'ils donneraient leur consentement.

« Des chercheurs en santé dans une université mènent une étude sur un trouble médical dont vous avez souffert. Ils souhaiteraient pouvoir utiliser vos renseignements médicaux personnels dans le cadre de leur étude. Votre nom est indiqué sur ces renseignements .»

Un certain nombre de variables dans ce scénario ont subséquemment été changées et, dans chaque cas, on a demandé aux sujets d'indiquer si leur consentement devrait être obtenu. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

Pour tous les troubles médicaux, on a observé des différences dans le pourcentage des sujets qui étaient d'avis que leur consentement devrait être obtenu. Sauf pour l'une des versions du scénario, la majorité des sujets étaient d'avis que leur

TABLEAU 3
Influence de différents facteurs sur le consentement à l'accès aux renseignements aux fins de la recherche médicale,
selon le groupe de patients

Facteur	Groupes de patients			
	Sida N (%)	Troubles mentaux N (%)	Sclérose en plaques N (%)	Total N (%)
« Voudriez-vous qu'on vous demande votre consentement si ... »				
... les renseignements sont associés à votre nom (c.-à-d. que vous pourriez être identifié).				
Oui	23 (88,5)	75 (87,2)	97 (78,9)	195 (83,0)
Non	3 (11,5)	9 (10,5)	23 (18,7)	35 (14,9)
Indécis	0	2 (2,3)	3 (2,4)	5 (2,1)
... le trouble médical est très grave (p. ex., cancer, cardiopathie, maladie d'Alzheimer).				
Oui	21 (80,8)	53 (61,6)	88 (71,5)	162 (68,9)
Non	4 (15,4)	27 (31,4)	28 (22,8)	59 (25,1)
Indécis	1 (3,9)	6 (7,0)	7 (5,7)	14 (6,0)
... le trouble médical est relativement mineur (p. ex., infection de l'oreille, foulure, céphalée).				
Oui	18 (69,2)	60 (69,8)	79 (64,2)	157 (66,8)
Non	7 (26,9)	24 (27,9)	41 (33,3)	72 (30,6)
Indécis	1 (3,9)	2 (2,3)	3 (2,4)	6 (2,6)
... le trouble médical est de nature « délicate » (p. ex., problèmes sexuels, maladie transmise sexuellement, maladie mentale).				
Oui	22 (84,6)	80 (93,0)	106 (86,2)	208 (88,5)
Non	3 (11,5)	4 (4,7)	14 (11,4)	21 (8,9)
Indécis	1 (3,9)	2 (2,3)	3 (2,4)	6 (2,6)
... la recherche devrait vous aider directement.				
Oui	21 (80,8)	69 (80,2)	91 (74,0)	181 (77,0)
Non	4 (15,4)	12 (14,0)	28 (22,8)	44 (18,7)
Indécis	1 (3,9)	5 (5,8)	4 (3,3)	10 (4,3)
... la recherche ne vous aidera pas directement, mais elle aidera probablement d'autres personnes.				
Oui	18 (69,2)	68 (79,1)	87 (70,7)	173 (73,6)
Non	7 (26,9)	13 (15,1)	31 (25,2)	51 (21,7)
Indécis	1 (3,9)	5 (5,8)	5 (4,1)	11 (4,7)
... les renseignements peuvent être obtenus auprès d'un membre de votre famille.				
Oui	23 (88,5)	69 (80,2)	92 (74,8)	184 (78,3)
Non	3 (11,5)	12 (14,0)	21 (17,1)	36 (15,3)
Indécis	0	5 (5,8)	10 (8,1)	15 (6,4)
... les renseignements sont conservés dans une base de données et ils sont identifiés par un code numérique seulement, c'est-à-dire qu'ils ne sont pas directement associés à votre nom, et votre identité restera inconnue des chercheurs.				
Oui	8 (30,8)	35 (40,7)	34 (27,6)	77 (32,8)
Non	17 (65,4)	45 (52,3)	85 (69,1)	147 (62,6)
Indécis	1 (3,9)	6 (7,0)	4 (3,3)	11 (4,7)
... les chercheurs vous ont assuré de la confidentialité de vos renseignements. Même s'ils connaissent votre identité, ces renseignements resteront confidentiels, et votre identité ne sera jamais révélée à des personnes autres que l'équipe de recherche.				
Oui	15 (57,7)	62 (72,1)	79 (64,2)	156 (66,4)
Non	9 (34,6)	22 (25,6)	38 (30,9)	69 (29,4)
Indécis	2 (7,7)	2 (2,3)	6 (4,9)	10 (4,3)
... les renseignements doivent être obtenus auprès de 5 000 autres patients comme vous. Les chercheurs ont indiqué qu'il est impossible de consulter toutes ces personnes pour obtenir leur consentement et qu'ils ne pourront mener la recherche s'ils sont tenus de le faire.				
Oui	15 (57,7)	49 (57,0)	57 (46,3)	121 (51,5)
Non	10 (38,5)	22 (25,6)	42 (34,2)	74 (31,5)
Indécis	1 (3,9)	15 (17,4)	24 (19,5)	40 (17,0)

TABLE 3 (suite)
Influence de différents facteurs sur le consentement à l'accès aux renseignements aux fins de la recherche médicale,
selon le groupe de patients

Facteur	Groupes de patients			
	Sida N (%)	Troubles mentaux N (%)	Sclérose en plaques N (%)	Total N (%)
« Voudriez-vous qu'on vous demande votre consentement si ... »				
... la recherche est menée par votre médecin.				
Oui	13 (50,0)	58 (67,4)	76 (61,8)	147 (62,6)
Non	13 (50,0)	25 (29,1)	44 (35,8)	82 (34,9)
Indécis	0	3 (3,5)	3 (2,4)	6 (2,6)
... la recherche est menée par une société pharmaceutique.				
Oui	19 (73,1)	74 (86,1)	102(82,9)	195 (83,0)
Non	4 (15,4)	11 (12,8)	17 (13,8)	32 (13,6)
Indécis	3 (11,5)	1 (1,2)	4 (3,3)	8 (3,4)
... un comité d'éthique de la recherche, composé de médecins, d'avocats, d'infirmières, d'experts en recherche et de membres de la population, a examiné le projet de recherche et conclu qu'il s'agit d'une étude importante, qui ne vous portera aucunement préjudice.				
Oui	16 (61,5)	57 (66,3)	86 (69,9)	159 (67,7)
Non	10 (38,5)	20 (23,3)	26 (21,1)	56 (23,8)
Indécis	0	9 (10,5)	11 (8,9)	20 (8,5)

consentement devrait être obtenu préalablement à l'utilisation des renseignements sur leur santé dans le cadre de la recherche médicale. On a observé le consensus le plus large quant à cette question dans les cas où il était possible d'identifier la personne concernée (> 78 % des sujets dans tous les groupes étaient d'avis qu'il faudrait obtenir le consentement) et dans les cas où les renseignements étaient de nature délicate (> 84 % dans tous les groupes étaient d'avis qu'il faudrait obtenir le consentement). Les sujets étaient le plus indécis quant à la nécessité d'obtenir le consentement dans les cas où il était impossible pour les chercheurs de le faire (17 % d'indécis). La majorité des répondants étaient d'avis qu'il n'était pas nécessaire d'obtenir le consentement à l'accès aux renseignements personnels dans les cas où les renseignements étaient anonymes (63 % étaient d'avis qu'il n'était pas nécessaire d'obtenir le consentement).

Les questions figurant dans le tableau 3 ont été utilisées pour construire l'indice du consentement, comme on l'a mentionné précédemment. Les scores attribués à l'indice du consentement ont révélé que pour l'ensemble de l'échantillon, 184 (78,3 %) des sujets étaient des partisans du consentement — plus souvent d'avis qu'il était

nécessaire d'obtenir le consentement à l'accès aux renseignements personnels sur la santé. On n'a observé aucune différence significative dans les pourcentages entre les groupes de patients (test du chi carré de Pearson = 3,5; $p = 0,17$). La gamme des scores attribués à l'indice du consentement est présentée dans la figure 1.

Le sexe et la situation d'emploi étaient les seuls facteurs considérés comme prédictifs de l'appui au consentement. En particulier, les femmes et les personnes qui travaillaient étaient les plus nombreuses à prôner l'obligation d'obtenir le consentement ([RC = 1,96; IC à 95 % : 1,04 à 3,71] et [RC = 2,29; IC à 95 % : 1,00 à 5,25], respectivement).

Opinions sur la recherche médicale

Les sujets ont noté sur une échelle de Likert en cinq points la mesure dans laquelle ils étaient d'accord avec six énoncés concernant la recherche médicale, et les circonstances dans lesquelles il faudrait obtenir le consentement à l'utilisation des renseignements personnels sur la santé. Étant donné qu'aucun lien n'a été établi entre le groupe de patients et l'opinion sur le consentement et la divulgation des renseignements sur la santé pour les besoins

de la recherche médicale, les données pour les trois groupes ont été fusionnées. Ces résultats sont présentés dans le tableau 4.

Commentaires textuels

Dix-neuf personnes ont fait des commentaires additionnels concernant la confidentialité des renseignements. La plupart de ces commentaires témoignaient de l'importance accordée à la confidentialité et soulignaient la nécessité d'obtenir le consentement de la personne à l'utilisation des renseignements sur sa santé aux fins de la recherche médicale.

Voici quelques-uns de ces commentaires :

« Je crois fermement qu'il faut assurer la confidentialité des renseignements médicaux personnels, étant donné que leur divulgation pourrait porter préjudice à la personne concernée si des tiers utilisaient ces renseignements à mauvais escient. » (rép. 96)

« Je préférerais participer à la recherche en étant interviewé ou en répondant à des questions. Je suis plutôt réticent à l'idée qu'un grand nombre de personnes aient accès aux renseignements sur ma santé. C'est une question de confiance... il est

beaucoup plus facile de faire confiance si on a la possibilité de rencontrer l'une des personnes participant à la recherche. L'idée que tout professionnel de la santé puisse consulter à mon insu les renseignements sur ma santé me dérange.» (rép. 233)

« Essentiellement, je suis d'avis qu'il faudrait demander systématiquement le consentement de la personne. Personnellement, dans la plupart des cas, j'accepterais, mais je préférerais qu'on me demande systématiquement mon consentement.» (rép. 50)

Analyse

Les patients sont manifestement soucieux de la confidentialité et de la protection des renseignements personnels sur leur santé. La plupart des répondants préféraient qu'on leur demande leur consentement avant d'utiliser les renseignements sur leur santé dans le cadre de la recherche médicale. Même si les taux de réponse

chez les patients souffrant de troubles mentaux et ceux souffrant de sclérose en plaques étaient raisonnables, le biais de non-réponse compromet la généralisabilité de ces conclusions. En particulier, le taux de réponse pour le groupe de patients souffrant du sida était très faible. Ce phénomène s'explique probablement par la mobilité de la population desservie par l'organisme communautaire en question, comme en témoigne le nombre élevé de questionnaires retournés à titre de courrier non distribuable. Par ailleurs, les patients de ce groupe qui ont répondu ont effectivement exprimé des opinions semblables à celles exprimées par les patients des deux autres groupes.

Accès aux renseignements sur la santé

Les répondants étaient d'avis que seuls les médecins qui les traitaient directement devraient avoir accès aux renseignements sur leur santé sans être tenus d'obtenir leur consentement, ce qui reflète la nature fiduciaire de la relation médecin-patient,

dans laquelle les patients confient des renseignements personnels sur leur santé physique et mentale en tenant pour acquis que ces renseignements resteront confidentiels et qu'ils seront utilisés dans le cadre de la prestation des soins. Ce constat est compatible avec des constats antérieurs indiquant que les patients considèrent comme important l'échange de renseignements sur leur santé entre professionnels et comme essentiel à leurs soins¹⁴. Il n'est pas étonnant que les patients aient indiqué que leur traitement constitue l'utilisation la plus importante des renseignements sur leur santé¹⁰. Lorsqu'on leur a demandé leur opinion quant à l'utilisation des renseignements sur leur santé par leur médecin dans le cadre de la recherche médicale, les patients qui étaient d'accord pour lever l'obligation d'obtenir leur consentement étaient beaucoup moins nombreux que dans le scénario de la prestation de soins cliniques.

La plupart des répondants refuseraient l'accès aux renseignements sur leur santé par des tiers, qui qu'ils soient, sans leur consentement, refus de plus en plus ferme selon que le lien avec le tiers en question est de plus en plus éloigné. Conformément aux conclusions d'études antérieures^{7,11,15}, la majorité des répondants s'opposaient à l'utilisation des renseignements sur leur santé sans leur consentement dans le cadre de la recherche médicale.

Conditions qui influent sur la nécessité d'obtenir le consentement

En ce qui concerne la plupart des questions, la majorité (63 à 89 %) étaient d'avis que le consentement devrait être demandé lorsque les chercheurs ont l'intention d'utiliser les renseignements sur leur santé dans le cadre de la recherche médicale. On a toutefois observé des différences dans les pourcentages, ce qui témoigne de l'importance accordée aux facteurs contextuels. Les répondants étaient plus susceptibles de changer d'avis, c'est-à-dire de « lever » l'obligation d'obtenir leur consentement au lieu d'« exiger » qu'on leur demande leur consentement lorsque les renseignements étaient anonymes et qu'il était impossible d'identifier la personne concernée. Le tiers des répondants ont

TABLEAU 4
Opinions des trois groupes échantillonnés (combinés) sur les questions de la recherche et du consentement

Énoncé	D'accord/ tout à fait d'accord		Neutre		En désaccord/ pas du tout d'accord	
	N	(%)	N	(%)	N	(%)
La recherche utilisant des renseignements nominatifs sur la santé est importante pour l'amélioration des soins médicaux.	114	(48,5)	58	(24,7)	52	(22,1)
Les chercheurs devraient pouvoir utiliser les renseignements personnels non nominatifs sur la santé sans le consentement de la personne.	80	(34,0)	43	(18,3)	109	(46,4)
Les chercheurs doivent obtenir systématiquement le consentement de la personne à l'utilisation des renseignements nominatifs sur sa santé.	182	(77,4)	28	(11,9)	22	(9,4)
Le consentement à l'utilisation des renseignements personnels sur la santé devrait être obtenu chaque fois qu'un nouveau projet de recherche est lancé.	165	(70,2)	32	(13,6)	34	(14,4)
Il suffit d'obtenir une seule fois le consentement à l'utilisation des renseignements personnels sur la santé aux fins de tous les projets de recherche futurs.	53	(22,5)	37	(15,7)	142	(60,5)
Il suffit simplement d'informer les personnes que les renseignements sur leur santé sont utilisés : celles-ci n'ont pas à donner leur consentement.	70	(38,3)	33	(14,0)	106	(45,1)

néanmoins maintenu que leur consentement devrait être obtenu même lorsque l'anonymat est assuré.

Un changement d'avis semblable, quoique moins important, a été observé lorsque les chercheurs ont évoqué le scénario selon lequel il serait impossible d'obtenir le consentement de la personne et la recherche ne pourrait être menée si l'obligation d'obtenir le consentement était maintenue. De plus, un nombre élevé de répondants étaient indécis sur cette question. Il est possible que pour se faire une opinion à ce sujet, les répondants aient besoin de plus amples renseignements sur les autres conditions de la recherche.

L'assurance que la confidentialité serait préservée ou qu'un CER avait examiné et approuvé le projet de recherche n'a pas modifié l'opinion de la majorité selon laquelle le consentement devrait être obtenu. Même lorsqu'on les informait qu'eux-mêmes ou d'autres personnes pourraient tirer avantage directement de la recherche, la plupart des répondants ont maintenu que leur consentement à l'utilisation des renseignements personnels devrait être demandé.

Opinions sur le consentement et la recherche médicale

La plupart des répondants étaient des « partisans du consentement » en ce qui concerne l'utilisation des renseignements médicaux personnels sur leur santé dans le cadre de la recherche médicale. Cependant, presque le tiers étaient d'avis qu'il suffirait simplement de les informer que les renseignements sur leur santé étaient utilisés aux fins de la recherche, ce qui concorde avec les conclusions d'études canadiennes antérieures¹¹.

Les répondants préféraient donner leur consentement sur une base ponctuelle, c'est-à-dire pour chaque nouveau projet de recherche, plutôt que sur une base globale, soit aux fins de la recherche en général. De la même manière, la majorité des répondants consultés dans le cadre d'enquêtes antérieures préféraient donner leur consentement chaque fois que

les renseignements sur leur santé devaient être utilisés, que ce soit aux fins des traitements ou à d'autres fins^{7,10}.

Comme on l'a mentionné précédemment, malgré l'assurance que leurs données personnelles ne seraient pas associées à leur nom et que leur identité resterait inconnue, 33 % des répondants étaient d'avis que les chercheurs devraient être tenus d'obtenir leur consentement avant d'utiliser les renseignements sur leur santé dans le cadre de la recherche médicale (p. ex. question 8, tableau 3). En revanche, lorsque cette question était présentée d'une manière plus générale (p. ex. question 2, tableau 4), la proportion des répondants exigeant le consentement passait à 46 %, et un pourcentage plus élevé des répondants étaient indécis. Les renseignements additionnels fournis dans le premier libellé de la question étaient peut-être nécessaires pour qu'ils puissent donner une réponse. Par ailleurs, la réponse au premier libellé était peut-être plus personnelle, alors que la réponse au dernier libellé, plus prudente, reflétait leur opinion quant à ce qui devrait se produire dans la société en général. Des ambiguïtés et des incohérences dans les déclarations des patients sur cette question ont été rapportées antérieurement¹¹.

Conclusion

L'utilisation secondaire des renseignements personnels sur la santé dans le cadre de la recherche a suscité beaucoup de débats, axés sur l'équilibre entre les droits individuels et l'intérêt collectif^{1-5,16-18}. Le respect de la vie privée et de l'autonomie sont des valeurs fondamentale dans la population, comme en témoignent les préoccupations exprimées concernant l'utilisation et la divulgation des renseignements personnels, de quelque nature qu'ils soient. Ces constats indiquent que le respect de ces droits dans le contexte de la recherche suppose l'obtention du consentement à l'utilisation des renseignements sur la santé aux fins de la recherche. Par ailleurs, la population a également à cœur les avantages que tirent les individus et la collectivité de la recherche médicale. Ces conclusions indiquent que cet intérêt ne signifie pas pour autant qu'on est prêt à sacrifier la protection de sa vie privée à l'intérêt collectif.

Des études antérieures ont démontré que les personnes ne sont guère au courant des fins auxquelles servent les renseignements personnels sur la santé^{10,11}, et il est possible que cette ignorance explique la réticence à élargir l'accès à ces renseignements. Il faudrait peut-être mener des activités d'éducation publique pour accroître la confiance dans la recherche médicale et fournir à la population une perspective sociale, globale, concernant les fins auxquelles servent les renseignements personnels sur la santé. Les futures études devraient mettre l'accent sur les motifs qui sous-tendent les opinions de la population.

Quant aux chercheurs, ils doivent tenir compte du désir des personnes d'exercer un contrôle sur l'utilisation des renseignements sur leur santé. Des comités d'éthique de la recherche en Alberta et ailleurs ont l'autorisation légale et institutionnelle de permettre aux chercheurs d'utiliser des renseignements nominatifs sans obtenir préalablement le consentement de la personne dans certaines circonstances. Celles-ci comprennent les facteurs directement liés à l'étude, par exemple le caractère minime du risque et l'intérêt des résultats de l'étude pour la collectivité. L'obligation d'obtenir le consentement peut également être levée si, outre les considérations mentionnées précédemment, les démarches qui s'imposent pour obtenir le consentement sont jugées déraisonnables ou peu pratiques^{4,16,19-22}. Le caractère déraisonnable ou peu pratique est souvent difficile à juger et peut découler, en partie et dans certains cas, d'un manque de ressources. L'augmentation de la part du budget consacrée à l'obtention du consentement individuel constitue une solution potentielle à ce problème.

Remerciements

La présente étude a été financée par la Région sanitaire de Calgary.

Les auteurs remercient sincèrement les participants à l'étude pour leur temps et leurs efforts, de même que le Dr Michael King, pour son examen minutieux du manuscrit.

Références

1. Al-Shahi R, Warlow C. Using patient-identifiable data for observational research and audit. *BMJ* 2000;321(1031):1032.
2. Anderson R. Undermining data privacy in health information: new powers to control patient information contribute nothing to health. *BMJ* 2001; 322:443-4.
3. Doll R, Peto R. Rights involve responsibilities for patients. *BMJ* 2001;322:730.
4. Korn D. Medical information privacy and the conduct of biomedical research. *Academic Medicine* 2000;75(10):963-8.
5. Verity C, Nicoll A. Consent, confidentiality and the threat to public health surveillance. *BMJ* 2002;324:1210-13.
6. Goodwin C. Personal privacy v. public health. *New Scientist* 1993;25-27.
7. Louis Harris & Associates. Harris-Equifax health information privacy survey. 1993.
8. Louis Harris & Associates. Harris-Equifax consumer privacy survey. 1994.
9. The Gallup Organization. Public attitudes towards medical privacy. Accessible au www.forhealthfreedom.org/Gallupsurvey/IHF-Gallup.pdf, (consulté le 21 mars 2006).
10. National Health System Information Authority in conjunction with The Consumer's Association and Health Which? Share with care! Peoples' views on consent and confidentiality of patient information. 2002-1A-1099. UK, Crown.
11. Willison DJ, Keshavjee K, Nair K, Goldsmith C, Holbrook AM. Patient consent preferences for research uses of information in electronic medical records: interview and survey data. *BMJ* 2003; 326:373-7.
12. Kotalik JF, Holloway G, Woodbeck H. The creation of a database for cancer screening: is the consent of the clients required? *Cancer Prev Contr* 1999;3(2):119-24.
13. STATA 6. College Station, TX: Stata Corporation, 1999.
14. Tracy CS, Drummond N, Ferris LE, Gliberman J, Hebert PC, Pringle DM et al. To tell or not to tell? Professional and lay perspectives on the disclosure of personal health information in community-based dementia care. *Can J Age* 2004; 23(3):203-15.
15. Institute of medicine (IOM). Health data in the information age. Washington DC: National Academy Press, 1994.
16. Caulfield T, Outerbridge T. DNA databanks, public opinion and the law. *Clin Invest Med* 2002;25(6):252-256.
17. Etzioni A. Medical records: enhancing privacy, preserving the common good. *Hastings Center Report* 1999;29(2):14-23.
18. Gostin LO. Health information: reconciling personal privacy with the public good of human health. *Health Care Analysis* 2001; 9:321-35.
19. Gouvernement de l'Alberta. Health Information Act. RSA 2000, c. H-5, ss. 48-56.
20. Coulter DM. Privacy issues and the monitoring of sumatriptan in the new Zealand Intensive Medicines Monitoring Programme. *Pharmacoepi Drug Safety* 2001;10:663-7.
21. Duszynski KM, Beilby JJ, Marley JE, Walker DC, Pratt NL. Privacy considerations in the context of an Australian observational database. *Pharmacoepi Drug Safety* 2001; 10:587-94.
22. Gostin LO, Hodge Jr JG, Valdiserri RO. Informational privacy and the public's health: the model state public health privacy act. *Am J Pub Health* 2001; 91(9):1388-92.

Détection statistique des grappes de cas de blessures auto-infligées qui ont nécessité des soins médicaux en Alberta, Canada

Rhonda J Rosychuk, Cynthia Yau, Ian Colman, Don Schopflocher et Brian H Rowe

Résumé

La surveillance de routine des manifestations d'une maladie peut mettre en relief les régions géographiques qui doivent faire l'objet d'une étude plus approfondie ou d'une intervention. Pour déterminer le nombre de cas déclarés dans une région administrative, on peut notamment recourir aux méthodes de détection statistique des grappes de cas. Traditionnellement, elles permettent d'assurer un suivi des nouveaux cas d'une maladie. Nous avons étudié une méthode de détection statistique des grappes qui peut être employée avec des régions administratives dont l'effectif de la population varie. Nous avons utilisé cette méthode pour évaluer la formation de grappes des consultations à l'urgence pour le traitement de blessures auto-infligées en Alberta, au Canada. Les analyses portent principalement sur les personnes de moins de 18 ans et tiennent compte de la répartition selon l'âge et le sexe de la population desservie par les offices infrarégionaux de la santé. Nous avons identifié 15 grappes de blessures auto-infligées qui, à la lumière de la répartition de la population selon l'âge et le sexe, ne sont pas susceptibles d'être le fruit du hasard. À notre avis, ces grappes représentent des nombres excessifs de blessures auto-infligées, et des programmes d'intervention spéciaux doivent être envisagés.

Mots clés : blessures, formation de grappes spatio-temporelles, hôpital, urgence

Introduction

Lorsqu'une maladie ou un problème de santé semble répandu dans une région, le personnel médical et le grand public font souvent part de leur appréhension aux offices de la santé. Les enquêtes, auxquelles il faut consacrer beaucoup de temps et de ressources, risquent fort de révéler que leurs craintes s'avèrent non fondées. Même en l'absence de signalements au niveau local, les services de santé publique exercent une surveillance de routine afin de déceler les nouveaux cas de maladie dans les régions géographiques, de manière à identifier celles qui doivent faire l'objet d'une étude plus approfondie ou d'une intervention. On peut notamment recourir aux méthodes de détection statistique des grappes de cas pour déter-

miner si le nombre de cas déclarés dans une région est supérieur à ce qui serait enregistré si seul le hasard était en cause.

Les méthodes de détection statistique des grappes de cas font ressortir les régions où le nombre de cas est excessif de par la proximité spatiale, la proximité temporelle ou la proximité spatio-temporelle. Les cas regroupés forment des « grappes ». Ces méthodes de détection peuvent comporter des tests généraux ou ciblés¹. Les tests généraux permettent de déceler les grappes comprenant un nombre élevé de cas, et les tests ciblés, les secteurs où de nombreux cas ont été constatés à proximité d'éventuelles sources d'influence ponctuelles telles que les contaminants environnementaux.

Traditionnellement, les méthodes de détection statistique des grappes de cas sont des outils mis au point et utilisés pour l'analyse des données sur l'incidence des maladies, par exemple aux fins de la détection de grappes de cas d'épithélioma spinocellulaire², de leucémie^{1,3-5}, de divers cancers⁶, de graves malformations cardiaques congénitales⁷ et de diabète infantile⁸.

On peut recourir à diverses méthodes pour tester des hypothèses dans certains contextes. Pour déterminer quelle grappe est la plus probable dans une région géographique, on peut effectuer les tests de Turnbull et coll.⁴, ainsi que de Kulldorff et Nagarwalla⁶. En revanche, les méthodes de Besag et Newell¹, de même que de Tango¹⁰ visent à recenser les régions où des grappes ont tendance à se former. Pour un survol de ces méthodes et la cartographie des maladies en général, voir Lawson et coll.¹¹

Dans la présente étude, nous employons une technique de détection statistique des grappes de cas d'une façon non traditionnelle. Par définition, le cas est une consultation à l'urgence pour une blessure auto-infligée. Ce type de blessure est souvent désigné sous l'expression « tentative de suicide » et est relativement fréquent à l'urgence. De 3 à 5 % de la population disent avoir tenté de mettre fin à leurs jours¹². Les personnes qui s'infligent une blessure peuvent être aux prises avec divers problèmes : toxicomanie ou alcoolisme, maladies chroniques, troubles psychiatriques et ennuis financiers¹³⁻¹⁸.

Coordonnées des auteurs

Rhonda J Rosychuk, Department of Pediatrics, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta) Canada
Cynthia Yau, Canadian VIGOUR Centre, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta) Canada
Ian Colman, Department of Psychiatry, University of Cambridge, Cambridge, United Kingdom
Don Schopflocher, Alberta Health and Wellness, Gouvernement de l'Alberta, Edmonton, (Alberta) Canada
Brian H Rowe, Department of Emergency Medicine, Université de l'Alberta, Edmonton, (Alberta) Canada
Correspondance : Rhonda J Rosychuk, Department of Pediatrics, Université de l'Alberta, 9423, Centre Aberhart, 11402, avenue University, Edmonton (Alberta) Canada T6G 2J3; télécopieur : (780) 407-6435; courriel : rhonda.rosychuk@ualberta.ca

Étant donné que ces personnes sont susceptibles de tenter à nouveau de se blesser ou de se suicider^{19,20}, la détection des régions géographiques où le nombre de blessures auto-infligées est excessif, c'est-à-dire des populations à risque élevé, peut être déterminante lorsque vient le temps d'orienter la recherche et les interventions. Dans nos analyses, nous avons utilisé les répartitions selon l'âge et le sexe des offices infra-régionaux de la santé (OIS) pour cerner les grappes de cas de blessures auto-infligées ayant nécessité des soins médicaux.

Méthodologie

Population à l'étude

La population à l'étude était constituée de l'ensemble des personnes âgées de moins de 18 ans qui vivaient dans la province de l'Alberta, dans l'Ouest canadien, entre le 1^{er} avril 1998 et le 31 mars 1999, soit 785 079 personnes. Dans cette province, les services de santé relèvent du ministère provincial de la Santé et du Mieux-être (Alberta Health and Wellness). La province a été divisée en neuf offices régionaux de la santé, qui sont les unités administratives chargées de la prestation des services de santé et qui sont subdivisés en 68 OIS²¹ (figure 1). Chaque OIS dessert une population qui varie de 2 658 à 36 632 personnes (figures 2a et 2b). Les OIS Calgary et Capital, qui correspondent aux deux grands centres urbains de la province, ont la plus grande clientèle et couvrent le plus petit territoire. En revanche, les OIS qui couvrent un grand territoire ont une petite clientèle.

Données

En 1997, le ministère albertain de la Santé et du Mieux-être a mis en œuvre le système de classification des soins ambulatoires (ACCS), le premier du genre au Canada. L'ACCS est une vaste base de données qui renferme des données détaillées sur l'ensemble des services externes assurés par les établissements de santé, ce qui comprend les consultations à l'urgence des établissements de soins actifs. Cette base a remplacé un ensemble statistique restreint, qui était alimenté par le système d'information hospitalière de l'Institut canadien d'information sur

la santé. Puisque le financement accordé aux autorités sanitaires régionales pour les services d'urgence est établi à partir des données de l'ACCS, les décideurs ont tout intérêt à s'assurer de l'exactitude de ces statistiques. L'historique du système et sa validation ont été décrits en détail par le ministère albertain de la Santé et du Mieux-être²².

L'ACCS renfermait 1,5 million d'enregistrements durant la période à l'étude. Dans le cadre de la collecte de données, des nosologistes chevronnés ont utilisé jusqu'à cinq diagnostics tirés du Manuel de la classification statistique internationale des maladies, 9^e révision, pour coder les enregistrements des consultations à l'urgence²³.

L'ACCS attribue à chaque personne un numéro d'identification unique permanent, qui permet un couplage avec le registre des prestataires du régime d'assurance-maladie de l'Alberta aux fins de l'extraction de renseignements démographiques. Le couplage de l'ACCS et de ce registre a permis de créer un ensemble de données de recherche. Le fait que les Albertains doivent acquitter une prime pour être couverts par le régime provincial d'assurance-maladie confère beaucoup d'importance à l'exactitude de la base de données. La comparaison des chiffres de population du recensement du Canada avec ceux du registre a révélé que ce dernier tenait lieu de registre démographique dynamique. Statistique Canada

l'utilise pour rajuster les estimations démographiques du Recensement ainsi que pour établir les projections intercensitaires²⁴.

L'ensemble de données de recherche nous renseigne sur les variables suivantes : l'âge, le sexe, le fait que la prime d'assurance-maladie est subventionnée ou non, l'OIS de résidence, ainsi que le nombre de consultations à l'urgence pour chaque patient. On y trouve également d'autres renseignements détaillés sur chaque consultation, par exemple la date et l'heure. Les consultations pour blessures auto-infligées que nous avons utilisées dans l'analyse correspondent aux codes des causes extérieures de traumatismes et empoisonnements E950 à E959 (« Suicide par substances solides ou liquides », « Suicide »). Le nombre médian de blessures auto-infligées par personne s'élevait à 1 (étendue de 1 à 18). Une personne pouvait présenter plusieurs blessures auto-infligées durant la période à l'étude; nous avons limité nos analyses et avons défini le « cas » comme au moins une blessure auto-infligée par personne. On a dénombré 827 cas pédiatriques dans la province, et le nombre de cas dans chaque OIS se situait entre 0 et 45 (figure 2). Colman et coll. ont livré une description exhaustive des données de l'ACCS sur les blessures auto-infligées²⁵.

Pour chaque OIS, la population, un centroïde démographique et les distances entre les centroïdes ont été calculés. Les chiffres de population semestriels ont été stratifiés

TABLEAU 1
Blessures que se sont infligés des Albertains de moins de 18 ans et qui ont nécessité un traitement médical – répartition selon le sexe, l'âge médian et l'intervalle interquartile des âges

Population pédiatrique		N = 785 079
Sexe	Hommes	402 394 (51,3 %)
	Femmes	382 685 (48,7 %)
Âge (années)	Médiane	9
	Intervalle interquartile	4 à 13
Cas pédiatriques		N = 827
Sexe	Hommes	255 (30,8 %)
	Femmes	572 (69,2 %)
Âge (années)	Médiane	16
	Intervalle interquartile	14 à 17

Données recueillies entre le 1^{er} avril 1998 et le 31 mars 1999.

selon l'âge, le sexe et le fait que la prime d'assurance-maladie est subventionnée ou non pour chaque OIS. La technique de formation de grappes de cas repose principalement sur la relation spatiale simplifiée inhérente à une matrice des plus proches voisins. Le premier plus proche voisin d'un OIS est l'OIS le plus près; son deuxième plus proche voisin, le deuxième OIS qui se trouve le plus près de lui, etc. La distance entre deux OIS détermine la distance euclidienne, c'est-à-dire la distance à vol d'oiseau entre les centroïdes des OIS. Toutes les analyses sont fondées sur l'OIS de résidence; cependant, nous reconnaissons que les personnes peuvent se rendre à une urgence hospitalière située à l'extérieur de leur OIS de résidence.

Le tableau 1 renferme les sommaires démographiques de la population et des cas. L'analyse a été réalisée avec 18 groupes d'âge correspondant à l'âge des personnes (0, 1, 2, . . . , 17).

Méthode de détection statistique des grappes de maladies

Nous avons axé notre description et nos analyses sur l'algorithme utilisé par Le et coll. pour tester les grappes⁷, qui repose sur un test de Besag et Newell¹. Suivant la technique de Besag et Newell, chaque OIS est soumis séparément à un test qui vise à déterminer si la probabilité de la « maladie » est la même pour toutes les personnes, abstraction faite des autres cas et de leur lieu de résidence. Étant donné que nous nous intéressons aux grappes de cas à l'échelle de la province, nous avons choisi une méthode qui détecte les OIS où des grappes ont tendance à se former et qui teste chaque OIS. De plus, cette méthode présente plusieurs caractéristiques intéressantes, par exemple elle est facile à comprendre; il est simple de rajuster des covariables; on peut effectuer un test général; il existe une version analogue en vue d'un test ciblé et elle est statistiquement appropriée.

Pour employer cette méthode, il faut disposer du chiffre de population et du nombre de cas dans chaque OIS, ainsi que de la matrice des plus proches voisins. La stratification selon les variables

démographiques importantes telles que l'âge et le sexe peut facilement être effectuée. Dans l'OIS i , soit C_{iag} et n_{iag} , qui correspondent au nombre de blessures auto-infligées et à la population, respectivement, pour le groupe a et le sexe g ($a = 0, \dots, 17$, $g = 1, 2$, $i = 1, \dots, 68$). Le nombre total de blessures auto-infligées est $C_{\bullet ag} = \sum_{i=1}^{68} C_{iag}$ selon le groupe d'âge et le sexe; de même, la population totale de la province selon ces catégories est $n_{\bullet ag} = \sum_{i=1}^{68} n_{iag}$.

La méthode teste la taille de grappe k . La valeur observée de la variable à tester, ℓ , est le nombre d'OIS qui doivent être ajoutés à l'OIS i pour obtenir au moins k cas. La population de l'OIS i et celle de ses plus proches voisins ℓ , stratifiées selon l'âge et le sexe, est $m_{i\ell ag}$. Dans le cas d'une maladie rare, le niveau de signification est représenté approximativement par une distribution de Poisson, la valeur de p étant

$$1 - \sum_{x=0}^{k-1} \exp(-\lambda_i) \lambda_i^x / x! \quad (1)$$

où $\lambda_{i\ell} = \sum_{a=0}^{17} \sum_{g=1}^2 m_{i\ell ag} C_{\bullet ag} / n_{\bullet ag}$.

Une faible valeur de ℓ indique que k cas sont dénombrés dans les environs, et reflète la taille de la grappe. Chaque OIS est soumis séparément à ce test, et les OIS statistiquement significatifs sont des « grappes ».

Étant donné que les chiffres de population varient considérablement selon l'OIS, une taille de grappe n'est pas forcément représentative de l'ensemble des OIS. On peut plutôt établir la taille de grappe d'après la population de l'OIS et de ses plus proches voisins au moyen d'un algorithme de test⁷. Pour l'OIS i , on a choisi la taille de grappe k_{i0} de manière que $k_{i0} - 1$ soit le 95^e centile de la distribution de Poisson avec λ_{i0} comme moyenne. Cette taille de grappe peut être interprétée comme le nombre minimal de cas nécessaire à l'obtention d'une grappe significative à partir de la population de l'OIS i avec un seuil de signification de 5 %. Si le test n'est pas significatif, on choisit une nouvelle taille de grappe, k_{i1} , qui repose sur λ_{i1} sensiblement de la même façon. Par conséquent, l'algorithme est composé d'une série de tests portant sur les tailles de grappe k_{i0} , k_{i1} , k_{i2} ,... En pratique, quelques tests peuvent être choisis; si les petites grappes ne sont

pas significatives, de plus grandes tailles peuvent être testées. Dans notre application, nous avons testé la taille $k_{i\ell}$ lorsque $w = 0, 1, 2, 3$. Nous avons appelé cette approche la version modifiée de la technique de Besag et Newell.

D'autre part, la technique décrite ci-dessus permet une évaluation globale de la formation de grappes au moyen d'une simulation. Cela s'avère particulièrement important lorsque de nombreux tests sont effectués dans l'algorithme de tests. Pour l'évaluation globale, les cas sont simulés et répartis entre les OIS en fonction de leur population. Les analyses sont répétées à partir des données simulées, la procédure étant la même que pour les données originales, et le nombre de grappes est enregistré. Lorsque plusieurs simulations de cas sont réalisées, on calcule une valeur de p globale, qui représente le nombre de simulations qui comptent à tout le moins autant de grappes que les données originales.

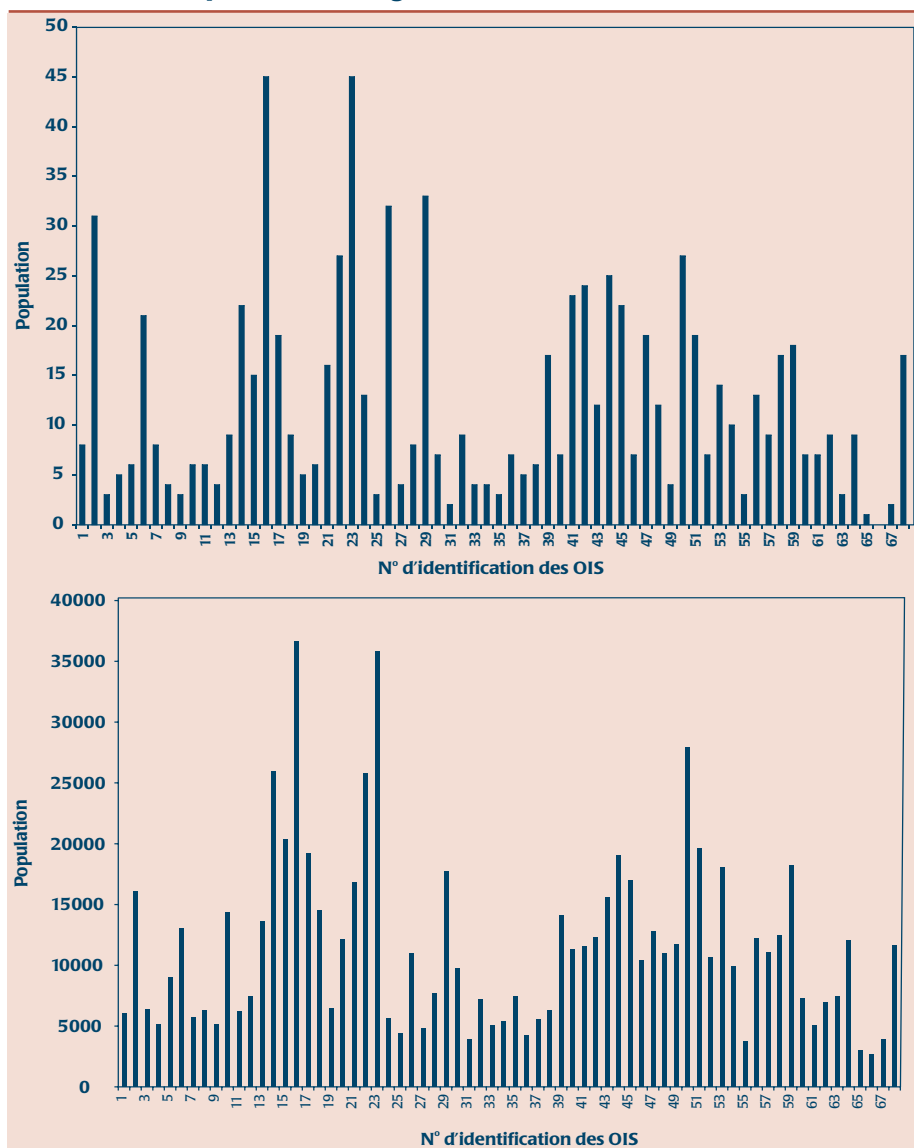
Approbation du comité de révision déontologique

La présente étude s'inscrivait dans le cadre d'un projet d'atlas des services d'urgence, qui visait à analyser diverses maladies observées à l'urgence durant un certain nombre d'années. Le projet d'étude et les analyses ont été approuvés par le comité de révision déontologique de l'université de l'Alberta. Aucun patient n'a été contacté et aucun consentement éclairé n'a été obtenu. Les identificateurs des patients ont été brouillés avant d'être transmis à l'extérieur afin de protéger les renseignements personnels et l'anonymat.

Résultats

Les résultats des tests de détection des grappes dans chaque OIS sont présentés au tableau 2. Le nom des OIS ainsi que le numéro d'identification des OIS sont indiqués afin de faciliter l'analyse. Pour chaque OIS, le tableau fait état des résultats obtenus avec la taille de grappe k_w à partir de la population de l'OIS et de ses plus proches voisins w . Le nombre de plus proches voisins ℓ , qui doit être combiné de manière que le nombre de cas soit d'au

FIGURES 2a et 2b
Blessures que se sont infligés des Albertains de moins de 18 ans et qui ont nécessité un traitement médical – population et nombre de cas de chaque office infrarégional de la santé (OIS) de l'Alberta



Données recueillies entre le 1^{er} avril 1998 et le 31 mars 1999.

p significative doit être interprétée avec le ratio nombre de cas observé/nombre de cas prévu pour indiquer la taille de la grappe. Par exemple, Chinook 3 (une fois combiné avec Chinook 2) et David Thompson 29 affichent une valeur de p de 0,047 et un ratio nombre de cas observé/nombre de cas prévu de 1,42 et de 1,74, respectivement. Le ratio plus élevé donne à penser que la grappe est plus grande, même si les valeurs de p sont identiques.

En outre, l'algorithme de test ne permet pas qu'une grappe significative soit testée

avec une taille plus grande. Pour Capital 41, la valeur est significative lorsque le test est effectué avec une taille de grappe déterminée en fonction de sa population; cependant, on ne peut pas utiliser une taille de grappe déterminée en fonction de sa population et de celle de son premier plus proche voisin, de son deuxième plus proche voisin, etc.

Étant donné que les taux provinciaux de blessures auto-infligées sont utilisés dans le calcul de la valeur de p avec λ_0 , il est étonnant que 15 des 68 OIS soient considérés

comme des grappes. Sur 1 000 ensembles de données simulés, sept comptaient au moins 15 grappes ($p_s = 0,007$). D'après ces simulations, il est peu probable que l'on arrive à détecter 15 grappes uniquement par hasard.

Il faut souligner que lorsque des OIS ont été regroupés avec des OIS voisins pour former des grappes (Chinook 2 et 3; Pallisar 7; David Thompson 27, 28 et 30; East Central 38; Capital 45), ces derniers constituaient des grappes à part entière. De plus, lorsque la valeur associée à l'OIS était non significative, elle l'était tout autant au terme de l'intégration à un autre OIS. Un tel scénario est possible en pratique et a été observé dans les simulations. Cependant, puisque les grappes détectées par notre analyse sont le fruit de combinaisons de grappes à part entière (Chinook 2; Pallisar 6; David Thompson 24, 26 et 29; Capital 41 et 42), nous avons examiné les taux rajustés selon le sexe et l'âge de chaque OIS (tableau 3). La plupart de ces grappes à part entière (Chinook 2; David Thompson 24, 26 et 29; Capital 41 et 42) avaient un intervalle de confiance de 95 %²⁶ pour les taux rajustés qui étaient supérieurs au taux provincial. Cependant, l'intervalle de confiance de 95 % de Pallisar 6 englobait le taux provincial. Par conséquent, Pallisar 6 n'est pas considéré comme un secteur affichant un taux beaucoup plus élevé lorsque seul l'intervalle de confiance rajusté est pris en compte.

Analyse

Nous avons détecté 15 grappes statistiquement significatives de cas qui représentent un nombre excessif de blessures auto-infligées ne pouvant pas être attribué aux différences relatives à la répartition selon l'âge et le sexe. D'après les simulations effectuées à partir des répartitions de la population des OIS selon l'âge et le sexe, il est peu probable que ces grappes soient le fruit du hasard. Du fait que le nombre de clients desservis par les OIS – et les grandes institutions régionales – varie beaucoup en Alberta, la méthode devait être en mesure de tenir compte de cette diversité, ainsi que des différences entre les OIS au chapitre de la répartition de la population selon l'âge et le sexe.

TABLEAU 2

Blessures que se sont infligés des Albertains de moins de 18 ans et qui ont nécessité un traitement médical – résultats de la détection des grappes de cas répartis selon les offices régionaux de la santé (ORS) et les offices infrarégionaux de la santé (OIS) – stratification selon l'âge et le sexe*. Les numéros d'identification des plus proches voisins (PPV) sont fournis pour les OIS significatifs.

N° d'identification des ORS et des OIS		w	k_w	ℓ	PPV	o_ℓ	λ_ℓ	o_ℓ/λ_ℓ	p
Chinook	1	3	53	4		57	57,1	1,00	0,724
	2	0	26	0		31	17,6	1,76	0,036 **
	3	1	33	1	2	34	24,0	1,42	0,047 **
	4	2	39	2	3,2	39	29,3	1,33	0,050 **
	5	3	51	4		53	46,7	1,13	0,285
Pallisar	6	0	21	0		21	14,0	1,50	0,048 **
	7	1	29	1	6	29	20,3	1,43	0,041 **
	8	3	36	5		45	46,4	0,97	0,950
Calgary	9	3	66	5		73	90,3	0,81	0,997
	10	3	59	4		74	83,9	0,88	0,998
	11	3	99	4		107	110,7	0,97	0,878
	12	3	92	4		119	114,1	1,04	0,985
	13	3	104	5		108	114,3	0,95	0,843
	14	3	96	6		121	134,6	0,90	1,000
	15	3	121	6		121	134,6	0,90	0,889
	16	3	100	4		101	102,7	0,98	0,618
	17	3	78	6		121	134,6	0,90	1,000
	18	3	81	5		88	106,2	0,83	0,995
	19	3	73	5		82	94,0	0,87	0,989
	20	3	75	5		82	94,0	0,87	0,981
	21	3	110	5		118	117,6	1,00	0,770
	22	3	99	4		99	98,6	1,00	0,497
23	3	99	4		99	98,6	1,00	0,497	
David Thompson	24	0	12	0		13	6,3	2,06	0,028 **
	25	3	54	5		76	65,9	1,15	0,941
	26	0	18	0		32	11,5	2,79	0,045 **
	27	2	35	2	28,26	44	25,2	1,75	0,036 **
	28	1	37	1	29	41	27,2	1,51	0,043 **
	29	0	27	0		33	19,0	1,74	0,047 **
	30	1	39	1	29	40	29,2	1,37	0,047 **
	31	3	62	5		69	75,6	0,91	0,951
	32	3	49	7		71	78,0	0,91	1,000
	33	3	38	5		39	40,4	0,97	0,669
East Central	34	3	50	5		55	65,1	0,85	0,977
	35	3	34	4		37	43,4	0,85	0,939
	36	3	34	6		47	56,7	0,83	1,000
	37	3	35	6		61	49,6	1,23	0,988
	38	1	27	1	26	38	18,9	2,01	0,046 **

TABLEAU 2 (suite)

Blessures que se sont infligés des Albertains de moins de 18 ans et qui ont nécessité un traitement médical – résultats de la détection des grappes de cas répartis selon les offices régionaux de la santé (ORS) et les offices infrarégionaux de la santé (OIS) – stratification selon l'âge et le sexe*. Les numéros d'identification des plus proches voisins (PPV) sont fournis pour les OIS significatifs.

N° d'identification des ORS et des OIS		w	k_w	ℓ	PPV	o_ℓ	λ_ℓ	o_ℓ/λ_ℓ	p
Capital	39	3	70	4	47,41	81	73,4	1,10	0,671
	40	3	70	4		83	67,7	1,23	0,406
	41	0	18	0		23	10,9	2,11	0,030 **
	42	0	19	0		24	11,8	2,04	0,032 **
	43	3	73	4		91	70,4	1,29	0,395
	44	3	84	4		84	80,0	1,05	0,340
	45	2	55	2		64	42,8	1,50	0,040 **
	46	3	68	4		83	65,4	1,27	0,390
	47	3	68	4		83	65,4	1,27	0,390
	48	3	81	4		86	78,3	1,10	0,397
	49	3	78	4		90	74,9	1,20	0,374
	50	3	81	4		86	78,3	1,10	0,397
	51	3	83	5		87	84,4	1,03	0,576
	52	3	79	6		98	107,1	0,92	0,998
	53	3	80	5		102	91,1	1,12	0,889
54	3	69	4	71	74,9	0,95	0,769		
55	3	70	5	76	84,8	0,90	0,955		
Aspen	56	3	41	4	47	43,0	1,09	0,642	
	57	3	74	6	91	106,1	0,86	1,000	
	58	3	58	5	64	70,7	0,91	0,946	
	59	3	53	4	61	63,3	0,96	0,916	
Peace	60	3	45	8	51	62,2	0,82	0,991	
	61	3	44	8	47	62,2	0,76	0,994	
	62	3	44	5	48	53,7	0,89	0,922	
	63	3	47	5	48	53,7	0,89	0,838	
	64	3	47	5	48	53,7	0,89	0,838	
Northern Lights	65	3	21	5	26	29,0	0,90	0,948	
	66	3	21	5	26	29,0	0,90	0,948	
	67	3	21	5	34	35,1	0,90	0,996	
	68	3	60	4	63	59,8	1,05	0,506	

* $p_s = 0,007$ – valeur de p globale associée au nombre de grappes détectées par une simulation

** $p < 0,05$

Données recueillies entre le 1^{er} avril 1998 et le 31 mars 1999.

En réalité, ces grappes peuvent représenter des secteurs où le nombre de blessures auto-infligées est excessif ou avoir été détectées par erreur en raison de différences dans la distribution de variables non mesurées constituant un déterminant clé de ce type de blessure. Cependant,

nous sommes d'avis qu'il s'agit bel et bien de secteurs où le nombre de blessures auto-infligées est excessif, et que des programmes d'intervention spéciaux devraient être envisagés. Toute variable dont la distribution varierait selon l'OIS pourrait expliquer l'existence des grap-

pes observées. Par exemple, certains OIS où des grappes de cas ont été détectées desservent une plus grande proportion d'Autochtones, qui sont associés à un taux plus élevé de blessures auto-infligées²⁷. Les disparités de revenus régionales pourraient être une autre explication.

TABEAU 3
Blessures auto-infligées qui ont nécessité un traitement médical pour
1 000 personnes de moins de 18 ans – population, nombre de cas et
taux rajustés selon le sexe et l'âge pour certains offices infrarégionaux de la
santé (OIS) de l'Alberta*

N° d'identification des ORS et des OIS	Cas	Population	Taux rajusté	Intervalle de confiance de 95 %
Chinook	2	16 055	1,83	1,24, 2,62 *
Pallisar	6	13 015	1,58	0,98, 2,43
Calgary	14	25 911	0,83	0,52, 1,26
	16	36 632	1,25	0,91, 1,68
	17	19 242	1,06	0,64, 1,66
	21	16 855	1,08	0,62, 1,77
	22	25 818	1,00	0,66, 1,47
	23	35 813	1,27	0,92, 1,70
David Thompson	24	5 671	2,16	1,15, 3,77 *
	26	10 989	2,95	2,01, 4,12 *
	29	17 732	1,83	1,26, 2,58 *
Capital	39	14 104	1,08	0,64, 1,78
	41	11 572	2,20	1,39, 3,32 *
	42	12 327	2,11	1,35, 3,18 *
	44	19 082	1,35	0,88, 2,01
	45	16 989	1,34	0,84, 2,04
	47	12 822	1,34	0,81, 2,14
	50	27 912	0,95	0,63, 1,39
	51	19 610	0,89	0,54, 1,43
Aspen	58	12 445	1,43	0,83, 2,31
	59	18 178	1,02	0,61, 1,62
Northern Lights	68	11 674	1,38	0,81, 2,24
Province (total)	827	785 079	1,05	

* Les OIS présentés comptent plus de 15 cas ou affichent un taux beaucoup plus élevé que le taux provincial.

Données recueillies entre le 1^{er} avril 1998 et le 31 mars 1999.

L'analyse doit être assortie de plusieurs réserves. En général, la méthode a été appliquée à de très petits secteurs, et plusieurs d'entre eux ont dû être regroupés pour que des grappes de 5, 10 ou 15 cas soient détectées. La plupart des OIS font partie de régions géographiques relativement grandes, alors que la méthode a une capacité restreinte de détecter les très petites grappes. Par contre, la version modifiée de la technique de Besag et Newell

est intéressante, en cela qu'elle ne nous oblige pas à préciser la taille de la grappe a priori et permet le regroupement des secteurs pour les tests.

Cela dit, la version modifiée de la technique de Besag et Newell perd un peu de son lustre avec des analyses comme la nôtre, du fait que les OIS qui ne constituaient pas des grappes à part entière étaient uniquement significatives lorsqu'elles

étaient combinées avec des OIS significatives. Le fait que différents OIS sont regroupés et testés empêche la représentation graphique simple à deux dimensions des grappes de blessures auto-infligées. La population des régions géographiques peut être relativement grande, et les grappes peuvent compter plus de 100 cas. Les régions géographiques ont été créées par l'agence provinciale de santé publique, et les analyses fondées sur les OIS pourraient donner des résultats différents si les données étaient agrégées au terme de la modification des régions géographiques. Ce risque, le problème de l'unité de surface modifiable (*modifiable areal unit problem*)²⁸, se pose dans toutes les études de surveillance. Les chercheurs devraient éviter de faire des inférences sur des personnes à partir de données agrégées²⁹. Dans le présent document, l'analyse a été simplifiée par notre définition du cas (au moins une blessure auto-infligée par personne durant la période à l'étude). La méthode de détection des grappes que nous avons employée faisait abstraction de la possibilité qu'il y ait plusieurs blessures auto-infligées par personne. Toutefois, une méthode qui utiliserait de telles données corrélées pourrait détecter les grappes de cas de blessures auto-infligées multiples.

Cette méthode d'analyse est un moyen relativement rapide et efficace de détecter statistiquement les secteurs où le nombre de cas est excessif. La version modifiée de la technique de Besag et Newell requiert un minimum d'information sur les cas et la population des secteurs administratifs, permet la détection des grappes statistiquement significatives lorsque le nombre de clients varie selon le secteur, tient compte des différences relatives à la répartition de la population selon l'âge et le sexe, détermine automatiquement la taille de la grappe et réalise une évaluation globale des grappes. Bien que les nombres excessifs de cas décelés puissent avoir plusieurs explications, on peut effectuer la présente analyse pour donner suite aux signalements locaux et soumettre les OIS détectés à une vérification plus approfondie. On pourrait soumettre des types de lésions spécifiques qui entrent dans la définition de la blessure auto-infligée, et des secteurs

administratifs plus petits, le cas échéant, à des analyses complémentaires faisant appel à d'autres méthodes de détection des grappes. Les responsables de la santé publique et les administrateurs des offices de santé pourraient utiliser les résultats de ces analyses à la lumière de leur connaissance des blessures auto-infligées afin de mieux préciser les interventions de prévention.

Remerciements

Rhonda J Rosychuk fait de la recherche en santé publique grâce au soutien de la Alberta Heritage Foundation for Medical Research (AHFMR; Edmonton, Alberta). Brian H Rowe bénéficie du soutien des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC; Ottawa, Ontario) en tant que titulaire d'une chaire de recherche du Canada. Les auteurs tiennent également à remercier le ministère albertain de la Santé et du Bien-être d'avoir bien voulu leur fournir des données. La présente étude a été réalisée dans le cadre du projet d'atlas des services d'urgence. Les autres participants à ce projet qui n'ont pas été mentionnés en tant qu'auteurs sont BR Holroyd, M Bullard, TP Klassen, D Johnson, W Craig, C Spooner, D Voaklander, N Yiannakoulias et L Svenson.

Références

- Besag J, Newell J. The detection of clusters in rare diseases. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 1991;154:143-55.
- Whittemore AS, Friend N, Brown BW, Holly EA. A test to detect clusters of disease. *Biometrika* 1987;74:631-5.
- Openshaw S, Charlton M, Craft AW, Birch JM. Investigation of leukaemia clusters by use of a geographical analysis machine. *Lancet* 1988;331:272-3.
- Turnbull BW, Iwano EJ, Burnett WS, Howe HL, Clark LC. Monitoring for clusters of disease: Applications to leukemia incidence in Upstate New York. *American Journal of Epidemiology* 1990;132:S136-S143.5. Waller LA, Turnbull BW. The effects of scale on tests for disease clustering. *Statistics in Medicine* 1993;12:1869-84.
- Kuldorff M, Nagarwalla N. Spatial disease clusters: Detection and inference. *Statistics in Medicine* 1995;17:799-810.
- LeND, Petkau AJ, Rosychuk RJ. Surveillance of clustering near point sources. *Statistics in Medicine* 1996;15:727-40.
- Shaw GM, Selvin S, Swan SH, Merrill D, Schulman J. An examination of three spatial disease clustering methodologies. *International Journal of Epidemiology* 1988;17:913-19.
- Chetwynd AG, Diggle PJ, Marshall A. Investigation of spatial clustering from individually matched case-control studies. *Biostatistics* 2001;2:277-93.
- Tango T. A class of test for detecting 'general' and 'focused' clustering of rare diseases. *Statistics in Medicine* 1995;14:2323-34.
- Lawson A, Biggeri A, Böhning D, Lesaffre E, Viel J-F, Bertollini R, editors. *Disease Mapping and Risk Assessment for Public Health*. West Sussex, UK: John Wiley & Sons Ltd., 1999.
- Weissman MM, Bland RC, Canino GJ, Greenwald S, Hwu HG, Joyce PR, Karam EG, Lee CK, Lellouch J, Lepine JP, Newman SC, Rubio-Stipec M, Wells JE, Wickramaratne PJ, Wittchen HU, Yeh EK. Prevalence of suicide ideation and suicide attempts in nine countries. *Psychological Medicine* 1999;29:9-17.
- Dyck RJ, Bland RC, Newman SC, Orn H. Suicide attempts and psychiatric disorders in Edmonton. *Acta Psychiatrica Scandinavica, Supplementum* 1988;338:64-71.
- Thompson AH, Bland RC. Social dysfunction and mental illness in a community sample. *Canadian Journal of Psychiatry* 1995;40:15-20.
- Suominen K, Henriksson M, Suokas J, Isometsa E, Ostamo A, Lonnqvist J. Mental disorders and comorbidity in attempted suicide. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 1996;94:234-24.
- Goldney RD. A global view of suicide behaviour. *Emergency Medicine (Fremantle, W.A.)* 2002;14:24-34.
- Morgan HG, Burns-Cox CJ, Pocock H, Pottle S. Deliberate self-harm: clinical and socio-economic characteristics of 368 patients. *British Journal of Psychiatry* 1975;127:564-74.
- Colman I, Newman SC, Schopflocher D, Bland RC, Dyck RJ. A multivariate study of predictors of repeat parasuicide. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 2004;109:306-12.
- Harris EC, Barraclough B. Excess mortality of mental disorder. *British Journal of Psychiatry* 1998;173:11-53.
- Owens D, Horrocks J, House A. Fatal and non-fatal repetition of self-harm: systematic review. *British Journal of Psychiatry* 2002;181:193-9.
- Ellehoj E, Schopflocher DP. Calculating Small Area Analysis: Definition of Sub-regional Geographic Units in Alberta. Edmonton, Canada: Alberta Health and Wellness, 2003. (<http://www.health.gov.ab.ca/resources/publications/pdf/GeosubRHA.pdf>).
- Ambulatory Care in Alberta Using Ambulatory Care Classification System Data. Edmonton, Canada: Alberta Health and Wellness, 2004. (<http://www.health.gov.ab.ca/resources/publications/pdf/ACCReportAug04.pdf>).
- International Classification of Diseases, 9th revision, 3rd ed, Clinical Modification. Los Angeles, CA: Practice Management Information Corporation, 1989.
- Population and Projections: Models and Methods. Edmonton, Canada: Alberta Health and Wellness, 1998. (<http://www.health.gov.ab.ca/resources/publications/pdf/models.PDF>).
- Colman I, Yiannakoulias N, Schopflocher D, Svenson LW, Rosychuk RJ, Rowe BH for the ED Atlas Group. A population-based study of medically treated self-inflicted injuries. *Canadian Journal of Emergency Medicine*, 2004;6:313-20.
- Fay MP, Feuer EJ. Confidence intervals for directly standardized rates: A method based on the gamma distribution. *Statistics in Medicine* 1997;16:791-801.
- Cardinal JC, Schopflocher DP, Svenson LW, Morrison KB, Laing L. First Nations in Alberta: A focus on health service use. Edmonton, Canada: Alberta Health and Wellness, 2004.
- Openshaw S, Taylor PJ. A million of so correlation coefficients: Three experiments on the modifiable areal unit problem. In *Statistical Applications in the Spatial Sciences*. London: Pion, 1979.
- Waller LA, Gotway CA. *Applied Spatial Statistics for Public Health Data*. New Jersey: John Wiley and Sons, 2004.

Répercussions sur le comportement tabagique en Ontario d'un concours portant sur l'abandon du tabac

Fredrick D Ashbury, Cathy Cameron, Christine Finlan, Robin Holmes, Ethylene Villareal, Yves Décoste, Tanya Kulnies, Claudia Swoboda-Geen et Boris Kralj

Résumé

Les initiatives communautaires d'abandon du tabac visent un grand nombre de personnes, ont beaucoup de visibilité et peuvent avoir des répercussions importantes. Le concours « J'arrête, j'y gagne! », édition 2002, de l'Ontario a été évalué un an après sa mise en œuvre afin de mesurer le changement de comportement survenu chez les fumeurs adultes qui y avaient pris part. La base de données des inscrits, qui comptait 15 521 participants, a permis de constituer un échantillon aléatoire de 700 participants dans l'ensemble de l'Ontario qui ont été contactés en vue d'une enquête téléphonique de suivi. Au total, 347 enquêtes ont été faites, dont 60 % auprès de femmes. Près d'un tiers (31,4 %) des répondants à l'enquête ont indiqué qu'ils n'avaient pas fumé depuis le début du concours. La participation au concours pourrait avoir retardé la rechute de pas moins de cinq mois chez les 31,3 % des répondants qui ont recommencé à fumer. Les répondants plus âgés, les hommes, les sujets qui avaient déjà essayé de cesser de fumer et ceux qui ont déclaré que leur parrain avait joué un rôle utile étaient plus nombreux à avoir cessé de fumer.

Mots clés : abandon, comportement lié à la santé, concours, incitatifs, lutte anti-tabagisme, promotion de la santé, tabagisme

Introduction

Le tabagisme est une cause importante et évitable de décès et de maladie dans le monde entier¹. Il a été désigné comme un facteur de risque important pour de nombreuses formes de cancer, pour les maladies cardiovasculaires, les maladies respiratoires, le diabète sucré et les issues défavorables de la grossesse. En 2001, environ une personne sur quatre de plus de 18 ans vivant en Ontario fumait quotidiennement ou à l'occasion². On estime que 15 969 Ontariens sont morts en 1998 d'une maladie liée au tabagisme¹.

La dépendance entraînée par la nicotine fait en sorte qu'il est difficile de cesser de

fumer, surtout pour les fumeurs de longue date^{3,4,5}. Différentes méthodes ont vu le jour au cours des dernières décennies. Parmi les stratégies les plus fructueuses figurent les thérapies de remplacement de la nicotine (« le timbre », la gomme, les inhalateurs et les vaporisateurs nasaux), les programmes d'abandon du tabac offrant du counselling et enseignant la gestion du stress et d'autres stratégies d'adaptation incluant le counselling téléphonique, les médicaments de prescription pour apaiser les envies impérieuses de fumer et les méthodes d'auto-assistance. Certains ex-fumeurs ont dit avoir réussi à cesser de fumer du jour au lendemain, c'est-à-dire sans intervention; mais seul un très faible pourcentage d'entre eux ont maintenu

leur résolution^{6,7,8}. Certains ont également réussi à cesser de fumer grâce au soutien social d'un parrain^{9,10}.

Des évaluations de concours portant sur l'abandon du tabac ont montré en quoi ces concours permettaient de passer d'une intention de cesser de fumer à une tentative de le faire^{11,12}. De façon générale, des taux d'abandon du tabac post-concours se situant entre 10 et 35 % ont été établis^{15,20,21,22}. Ces concours « J'arrête, j'y gagne! » proviennent des États-Unis. Au milieu des années 1980, Elder et coll. ont créé une loterie pour stimuler la participation aux initiatives d'abandon du tabac « Up in Smoke »¹³. L'évaluation de la loterie a révélé que 7 % des 103 inscrits avaient cessé de fumer au suivi de trois mois. Le Pawtucket Heart Health Program, qui a adopté la même approche de concours, a toutefois indiqué qu'un fumeur sur cinq avait cessé de fumer au suivi d'un mois. Elder et coll. ont conclu que les loteries étaient un moyen efficace de recruter des participants pour des programmes communautaires d'abandon du tabac. Lai et coll. ont adapté un concours « J'arrête, j'y gagne! » dans une communauté vietnamienne en Californie. Au suivi de six mois, 84,2 % des 89 participants au concours se déclaraient non-fumeurs¹⁴. Les auteurs n'ont pas signalé de prédicteurs importants de ce taux d'abstinence élevé, mais ils ont conclu que les concours « J'arrête, j'y gagne! » pouvaient être adaptés avec succès à diverses cultures. Au suivi de deux mois, 35 % des 802 participants

Coordonnées des auteurs

Fredrick D Ashbury, PICEPS Consultants, Inc.; Département de la politique de la santé, de la gestion et de l'évaluation, Université de Toronto (Ontario) Canada

Cathy Cameron, PICEPS Consultants, Inc., Ajax (Ontario) Canada

Christine Finlan, Comté de Peterborough – Unité de santé municipale, Peterborough (Ontario) Canada

Robin Holmes, Robin Holmes, Project Management and Communications, Toronto (Ontario) Canada

Ethylene Villareal, Ville de Toronto, Santé publique de Toronto, Toronto (Ontario) Canada

Yves Décoste, Unité régionale de la santé de Leeds Grenville et Lanark, Tri-Health Tobacco Team (Ontario) Canada

Tanya Kulnies, Département régional de la santé de Halton, (Ontario) Canada

Claudia Swoboda-Geen, Unité régionale de la santé du comté de Simcoe (Ontario) Canada

Boris Kralj, PICEPS Consultants, Inc.; l'Association médicale de l'Ontario, Toronto (Ontario) Canada

Correspondance : Fred Ashbury, PICEPS Consultants, Inc., 700, avenue Finley, Unité 5, Ajax (Ontario) Canada L1S 3Z2; télécopieur : (360) 935-9731;

courriel : fashbury@picepsconsultants.com

à un concours portant sur l'abandon du tabac proposé à deux millions d'habitants du comté de San Diego, en Californie, se sont déclarés non-fumeurs¹⁵. Les auteurs ont indiqué que l'outil de promotion le plus efficace était la télévision et que les personnes qui avaient reçu un dépliant promotionnel étaient un peu plus nombreuses à s'être inscrites au concours que celles qui en avaient entendu parler par d'autres sources.

Des programmes d'abandon du tabac axés sur la récompense ont été adaptés dans plusieurs régions du monde. Ainsi, à l'automne de 1986, la Carélie du Nord, en Finlande, a lancé, en collaboration avec la télévision nationale finlandaise, un programme national d'abandon du tabac assorti d'un concours et présenté en huit parties. Une enquête nationale¹⁶ a montré que 7,7 % des fumeurs qui avaient regardé au moins une des huit parties du programme avaient déclaré avoir essayé de cesser de fumer (le taux national était de 7,5 %). À six mois, un peu plus d'un fumeur sur cinq demeurant en Carélie du Nord (22 %) avait déclaré avoir cessé de fumer (taux national de 17 %). En 1988, la Suède a lancé un concours « J'arrête, j'y gagne! », qui a attiré 12 840 participants¹⁷. Un groupe de 557 participants choisis au hasard a répondu à une enquête par autodéclaration 12 mois après le concours. Un répondant sur cinq (21 %) a indiqué qu'il n'avait pas fumé de toute l'année. Un autre groupe de 9 % avait rechuté, mais avait cessé de nouveau et ne fumait pas au suivi de 12 mois. Sun et coll.¹⁸ ont évalué les concours internationaux « J'arrête, j'y gagne! » de 1996 lancés par la Chine et la Finlande et ont comparé leurs résultats respectifs (25 pays participaient au total). Plus du tiers (38 %) des participants de la Chine (N = 13 848) ne fumaient pas à un an, par rapport à seulement 12 % des participants de la Finlande (N = 6 038). Le meilleur succès remporté par la Chine à 12 mois tient au plus grand nombre de mesures prises pour que les participants demeurent non-fumeurs. Selon les auteurs, les pays qui ont moins d'expérience dans l'élaboration de politiques anti-tabagisme devront adopter des stratégies différentes pour favoriser la mise en œuvre d'interventions de lutte contre le tabac.

Les concours « J'arrête, j'y gagne! » permettent de mieux comprendre les diverses méthodes d'abandon du tabac énumérées plus haut, notamment l'accès à de l'information et à des programmes offrant un soutien pour l'abandon du tabac, le système de parrainage et d'autres mécanismes de soutien social. L'Ontario s'est fondé sur ces connaissances pour concevoir son concours « J'arrête, j'y gagne! » de 2002 et l'organiser par la suite. Selon Pirie et coll.¹⁹, les taux d'abandon du tabac étaient beaucoup plus élevés chez les personnes qui avaient choisi de se trouver un parrain que chez celles qui ne l'avaient pas fait. La relation entre le parrain et le participant (p. ex. membre de la famille, ami, parent, collègue) n'avait aucun effet sur la probabilité de cesser de fumer. Les personnes dont le conjoint fumait avaient particulièrement avantage à trouver un parrain. Cette conclusion souligne l'importance pour les organisateurs de concours d'inciter les fumeurs à trouver une personne qui pourra les soutenir dans leurs efforts. Bains et coll.²⁰ ont évalué un concours tenu dans l'Est de l'Ontario. Ils ont mesuré la motivation des fumeurs à briser leur habitude à l'aide du modèle des stades de changement. Les auteurs ont déterminé que les fumeurs qui en étaient au stade de l'action étaient six fois plus nombreux à avoir cessé de fumer que ceux de tous les autres stades confondus (même si le niveau de signification du résultat était limite). Aucun autre facteur sociodémographique ou lié au tabac ne permettait de prédire l'abandon du tabac. Une étude sur un concours « J'arrête, j'y gagne! » mené au Québec²¹ a démontré que les personnes qui avaient réussi à cesser de fumer jugeaient plus utile le soutien social reçu de leur parrain que celles qui avaient rechuté. Ces parrains étaient des membres de la famille, des amis ou des collègues non fumeurs. Plus de 72,4 % des répondants ont indiqué que le soutien social avait joué un rôle important dans leur tentative de cesser de fumer. La plupart des fumeurs (60 %) ont choisi de s'en tenir uniquement au soutien social du parrain pour cesser de fumer. L'utilité perçue du soutien social était la même chez ceux qui avaient utilisé des aides pharmacologiques et chez ceux qui ne l'avaient pas fait. Un programme communautaire d'abandon du tabac mené dans le comté d'Olmsted,

au Minnesota, a révélé que 11 % des 304 participants au concours ne fumaient pas au suivi de un an, selon une enquête par autodéclaration²². Les responsables de ce programme ont conclu que la présence d'un participant au concours chargé de soutenir le fumeur, l'absence d'autres fumeurs au domicile et une scolarité supérieure au niveau secondaire étaient des prédicteurs significatifs d'abstinence.

L'Ontario a lancé son troisième concours annuel visant à cesser de fumer en octobre 2002 et en a fait la promotion à la télévision et à la radio. On a également fait appel, pour promouvoir le concours dans la communauté, à diverses stratégies dont les journaux, les tableaux d'affichage et le publipostage direct. Les participants s'inscrivaient par la poste, par télécopieur ou sur le site Web. Seuls les résidents de l'Ontario qui étaient âgés de 19 ans ou plus et qui fumaient quotidiennement pouvaient participer au concours. Les participants devaient recruter un parrain non fumeur et s'engager à cesser de fumer pendant au moins quatre semaines (du 14 octobre au 11 novembre) pour courir la chance de gagner un prix. Les gagnants potentiels étaient choisis au hasard parmi les participants au concours; ils devaient d'abord passer une interview suivie d'une analyse d'urine visant à mesurer la cotinine et, ainsi, à confirmer qu'ils ne fumaient plus. Le parrain était également interviewé avant l'analyse d'urine. Les gagnants devaient accepter de participer à l'annonce dans les médias de l'octroi des prix. On cherchait ainsi à décourager la fausse représentation chez les participants. Le présent document fait état des résultats de l'évaluation du concours au suivi de 12 mois; cette évaluation visait à mesurer les répercussions du concours « J'arrête, j'y gagne! » de l'Ontario un an après son lancement, à déterminer l'efficacité des diverses stratégies de promotion du concours et à quantifier les principales préoccupations des participants au sujet de l'abandon du tabac.

Méthodes

Les trois aspects de l'évaluation (effet du programme, stratégies de promotion et préoccupations liées à l'abandon du tabac) ont été mesurés au moyen d'une

enquête téléphonique auprès de participants choisis au hasard. Des données sur les caractéristiques démographiques et le comportement tabagique ont été saisies dans le formulaire d'inscription au concours. La méthode de l'enquête téléphonique a été conçue selon le plan de Dillman²³. L'enquête par autodéclaration est une version modifiée d'un instrument utilisé dans des évaluations antérieures du concours de l'Ontario. Les modifications, issues des commentaires de l'équipe du concours, consistaient en de petits changements dans la formulation et en l'ajout d'une mesure de la prévalence ponctuelle et d'une question visant à quantifier les tentatives pour cesser de fumer²⁴. Cette enquête révisée a été testée auprès d'un groupe pilote de 11 participants choisis au hasard et a été adoptée avec des changements mineurs.

Bon nombre des questions de l'enquête étaient des questions fermées, mais certaines permettaient aux répondants de donner des réponses personnelles, qui étaient examinées et codées au moment de l'entrée des données. Dans le cadre du contrôle de la qualité, nous avons examiné tous les questionnaires, avant l'entrée des données, afin de déterminer s'ils étaient complets. Par la suite, nous avons extrait la moitié des questionnaires pour vérifier si l'entrée des données était exacte. Les analyses ont été menées à l'aide de la version 11.5 pour Windows²⁵ du SPSS.

Cinq intervieweurs dûment formés ont mené les enquêtes au cours de la période du 17 novembre au 18 décembre 2003. Les interviews duraient une dizaine de minutes. Les intervieweurs avaient reçu instruction de tenter de joindre un répondant potentiel à quatre occasions différentes avant de laisser tomber. Un suivi périodique avait été prévu afin de vérifier si les interviews et la collecte des données se faisaient de façon uniforme.

Une analyse de puissance a été faite au moment de la planification de l'étude afin d'évaluer la probabilité que le concours ait un effet important. La taille de l'échantillon a été calculée en fonction des taux d'abandon du tabac obtenus dans

des concours menés antérieurement en Ontario et dans d'autres provinces ou pays par rapport au taux spontané d'abandon du tabac observé en Ontario, qui se situait juste au-dessous de 10 % en 2001²⁶. Les taux d'abandon du tabac obtenus dans d'autres concours ont été examinés afin d'en fixer un pour le concours de l'Ontario. À l'aide d'une approche prudente, on a fixé un taux d'abandon du tabac de 17 %, en se fondant sur le concours finlandais. Pour tester l'hypothèse nulle voulant que la proportion de résultats positifs dans la population soit de 0,100, le critère de signification (alpha) a été fixé à 0,01. Il s'agissait d'un test bilatéral, c'est-à-dire d'un test où l'effet pouvait être interprété dans un sens ou dans l'autre. En utilisant le logiciel STATA et en supposant la comparaison d'une proportion à une valeur hypothétique pour un échantillon, la taille estimée de l'échantillon de 321 participants au concours permet d'établir à 90 % la probabilité de déceler une différence entre la proportion de 10 % (taux d'abandon spontané) et l'autre proportion de 17 %.

L'analyse descriptive a été complétée par une analyse à plusieurs variables utilisant la régression logistique pour étudier les déterminants de la probabilité qu'un répondant à l'enquête cesse de fumer. La variable dépendante a été définie comme une variable nominale binaire (0-1) dont la valeur correspond à 1 pour les répondants qui déclaraient avoir cessé de fumer et à 0 pour ceux qui avaient continué.

À l'issue de l'examen des coefficients de corrélation et de la littérature actuelle, un certain nombre de variables explicatives potentielles pour l'abandon du tabac ont été choisies et entrées simultanément aux fins de la modélisation de la régression. Pour pouvoir comparer les taux d'abandon du tabac selon le sexe, nous avons créé la variable « homme » et nous lui avons donné la valeur 1 dans le cas des répondants de sexe masculin; la valeur 0 a été donnée aux répondantes. La catégorie de référence est donc composée des femmes dans ce cas. En matière de scolarité, les « études secondaires » représentaient la catégorie de référence et en ce qui concerne l'aide apportée par un parrain, la

réponse « pas utile du tout » constituait la catégorie de référence. Pour ce qui est des répondants qui avaient déjà tenté de cesser de fumer, le groupe de référence était celui des répondants qui n'avaient fait aucune tentative en ce sens. En ce qui concerne les répondants qui n'avaient jamais reçu de soutien des autres, la catégorie de référence était formée de ceux qui en avaient reçu. Enfin, les deux autres déterminants potentiels de l'abandon du tabac modélisés, soit l'« âge » et le « nombre d'années de tabagisme », sont des variables continues dont l'impact a été modélisé comme une fonction linéaire. L'estimation du modèle a été faite à l'aide de la version 8 du logiciel d'analyse statistique STATA SE.

Résultats

Taux de réponse à l'enquête

D'après les évaluations des concours portant sur l'abandon du tabac menés antérieurement en Ontario, on s'attendait à ce qu'environ 50 % des personnes sollicitées acceptent de prendre part à l'enquête téléphonique. Un échantillon aléatoire de 700 participants au concours a été tiré de la base de données des inscrits afin d'obtenir la taille d'échantillon requise (321 répondants). L'échantillon de 700 participants a été généré de façon aléatoire à l'aide du SPSS, à partir de la base de données complète des inscrits formée de 15 521 personnes.

Quatre personnes ont été retirées de l'échantillon initial de 700 participants (un enregistrement en double, deux personnes demeurant à la même adresse que deux autres et qui ont été retirées au hasard, et une personne qui était un « parrain »). En outre, 200 personnes n'ont pas pu être jointes parce que le numéro de téléphone était inexact (N = 107), parce qu'elles étaient absentes ou décédées ou parce qu'elles n'avaient pas de souvenir de leur participation (N = 18) ou encore parce que, conformément au protocole, elles n'avaient pas pu être jointes après quatre tentatives (N = 75). Quarante-sept personnes ont refusé de participer à l'enquête.

Au total, 348 interviews ont été faites et un questionnaire a été écarté de l'analyse, car plus de 50 % des questions étaient restées sans réponse; il restait donc 347 interviews complétées à analyser. Le taux de réponse à l'enquête a été de 58,3 %. Ce calcul repose sur la formule suivante : $n^{\text{bre}} \text{ d'enquêtes complétées} / [n^{\text{bre}} \text{ d'enquêtes complétées} + n^{\text{bre}} \text{ d'enquêtes incomplètes} + n^{\text{bre}} \text{ de refus} + n^{\text{bre}} \text{ de tentatives infructueuses}] = 348 / [348 + 1 + 47 + 200] = 0,583$.

Profil des répondants

Les répondants à l'enquête n'étaient pas statistiquement différents des personnes figurant dans la base de données des inscrits au concours (voir le tableau 1 ci-dessous) pour ce qui est de l'âge, du sexe, du niveau de scolarité et du comportement tabagique antérieur (p. ex. nombre de cigarettes fumées par jour et nombre d'années de tabagisme). Dans plus de la moitié (60 %) des cas, les répondants étaient des

femmes. L'âge moyen des répondants était de 42 ans (médiane = 41 ans) et la moitié (49 %) des répondants à l'enquête avaient fait certaines études postsecondaires (collège communautaire ou université). Pour ce qui est du comportement tabagique, 42,4 % ont indiqué qu'ils fumaient plus de 20 cigarettes par jour avant le concours et qu'ils fumaient en moyenne depuis 21 ans (médiane = 20 ans).

Les conclusions suivantes sont présentées en fonction des trois objectifs de l'évaluation : effet du concours, stratégies de promotion et préoccupations liées à l'abandon du tabac.

Effet du concours

L'effet du concours a été mesuré au moyen de trois critères :

1. le pourcentage de participants à l'évaluation qui ont affirmé avoir cessé de fumer;
2. la période écoulée entre l'abandon du tabac et la rechute;
3. le pourcentage de participants à l'évaluation qui ont affirmé fumer moins qu'avant le début du concours.

Près du tiers (31,4%; N = 109; IC à 95 % = 0,2650 – 0,3632) des participants à l'étude ont indiqué qu'ils n'avaient pas fumé depuis le début du concours. Ce taux de succès est beaucoup plus élevé que le taux d'abandon de 17 % obtenu par le concours de la Finlande ($p = 0,0000$). Parmi les 238 répondants à l'enquête qui fumaient depuis le début du concours, 8 % ont indiqué qu'ils avaient été incapables de cesser de fumer pendant le concours. Un autre groupe de 9,7 % ont indiqué qu'ils avaient recommencé à fumer, mais qu'ils ne se rappelaient pas à quel moment. Chez ceux qui se rappelaient à quel moment ils avaient recommencé à fumer (N = 196), 12,8 % ont indiqué octobre 2002, 20 %, novembre 2002, 20 %, décembre 2002, 15,9 %, janvier 2003, et près du tiers (31,3 %), février 2003 ou plus tard.

Nous avons comparé selon le sexe, l'âge, le niveau de scolarité, le nombre de cigarettes fumées et le nombre d'années de tabagisme les répondants à l'enquête qui

TABLEAU 1
Comparaison entre les inscrits au concours « J'arrête, j'y gagne! » lancé en 2002 en Ontario et les répondants à l'enquête au suivi de 12 mois, selon le sexe, l'âge, le niveau de scolarité, la consommation de tabac et les antécédents de tabagisme

Caractéristique	Inscrits (N = 14 824) %	Répondants à l'enquête (N = 347) %	Valeur-p
Sexe			0,2807
Femmes	57,0	59,9	
Hommes	43,0	40,1	
Âge			0,0570
< 30	24,1	18,4	
30 - 39	26,2	26,8	
40 - 49	27,4	31,2	
50 - 59	13,2	16,0	
60 - 69	3,9	2,3	
70 +	5,2	5,2	
Niveau de scolarité			0,6100
Niveau secondaire	48,4	51,0	
Niveau collégial	35,7	33,4	
Niveau universitaire	15,9	15,6	
Nombre de cigarettes fumées par jour			0,1020
1 - 5	6,8	3,5	
6 - 10	15,5	16,7	
11 - 20	37,0	37,5	
20 +	40,7	42,4	
Années de tabagisme			0,3680
< 5	5,6	4,3	
5 - 10	20,1	18,5	
11 - 15	14,7	12,1	
16 - 20	17,0	17,3	
21 - 25	13,3	15,8	
26 - 30	13,0	13,0	
31 - 35	6,8	9,2	
> 35	9,5	9,8	

ont cessé de fumer à ceux qui ont continué à le faire. Nous n'avons trouvé aucune différence statistiquement significative entre les deux groupes.

Les répondants qui ont cessé de fumer et ceux qui ont continué ou qui ont rechuté ont été priés d'indiquer les méthodes utilisées pour tenter de cesser de fumer. Soixante-et-un pour cent de ceux qui ont continué à fumer ou qui ont rechuté ont fait au moins une tentative sérieuse pour cesser de fumer depuis la fin du concours. Des méthodes non interventionnistes (p. ex. cesser d'un seul coup ou sans recourir à un moyen précis) et des méthodes interventionnistes (p. ex. timbre ou gomme à la nicotine, antidépresseurs) ont été citées. Selon les données, les répondants qui ont cessé de fumer étaient plus nombreux à avoir utilisé une approche non interventionniste (p. ex. d'un seul coup) que ceux qui ont continué à fumer ou qui ont rechuté et tenté de cesser de fumer (51,4 % c. 40 %). Si l'on compare les deux groupes du point de vue des stratégies d'intervention, on observe que ceux qui ont continué à fumer ou qui ont rechuté ont déclaré avoir utilisé le timbre plus souvent que ceux qui ont abandonné la cigarette. Il se peut que ceux qui tentent toujours de cesser de fumer soient plus nombreux à avoir senti le besoin de recourir à des interventions directes pour atteindre leur but. Une autre explication possible des différents types de techniques employées par ceux qui ont cessé de fumer et ceux qui fument toujours tient peut-être au fait que le deuxième groupe est formé de plus gros fumeurs que le premier.

Parmi les participants qui fumaient toujours au moment de l'interview, 49,8 % (N = 100) ont indiqué qu'ils fumaient moins de cigarettes qu'avant le concours. Un autre groupe de 43,8 % (N = 88) ont indiqué qu'ils fumaient autant de cigarettes qu'avant le concours et seulement 13 sujets (6,5 %) ont affirmé qu'ils fumaient plus de cigarettes qu'avant le concours.

L'enquête a également étudié la mesure dans laquelle les répondants qui continuaient à fumer envisageaient d'arrêter. Près des deux tiers (65 %) ont indiqué

qu'ils envisageaient de cesser de fumer au cours des 30 prochains jours et 92 % ont dit qu'ils prévoyaient de cesser de fumer au cours des six prochains mois.

Stratégies promotionnelles

Le concours « J'arrête, j'y gagne! » lancé en 2002 en Ontario a été annoncé dans une vaste gamme de médias, notamment la télévision, les journaux, la radio, les brochures et les affiches, et par le biais d'autres stratégies utilisées par les professionnels de la santé publique auprès de la population de l'ensemble de la province. Sans révéler les stratégies utilisées dans le cadre du concours, nous avons demandé aux participants à l'étude de se rappeler la méthode promotionnelle qui les avait le plus incités à prendre part au concours. La télévision, la radio et les journaux étaient tout aussi efficaces (14 % de répondants respectivement) pour recruter des participants. Ces stratégies de promotion étaient suivies de près du « bouche-à-oreille/amis » (13 %), des dépliants (9,2 %) et d'Internet (9,2 %). Environ 6 % des répondants ne se souvenaient d'aucune méthode de promotion particulière.

Fait intéressant, plus de la moitié des répondants (53,7 %) ont dit que la possi-

bilité de gagner un prix était très peu intervenue, voire pas du tout, dans leur décision de prendre part au concours. Environ un participant sur cinq (21 %), seulement, a indiqué que le prix avait joué un rôle important ou très important dans son désir de s'inscrire au concours. En fait, près des deux tiers (64,3 %) des répondants ont dit qu'ils ne pouvaient pas citer le prix le plus attrayant (la liste des prix potentiels n'a pas été lue à haute voix aux répondants pendant l'interview). Environ un participant sur cinq (21,6 %) privilégiait la voiture. On n'a pas noté de relation significative entre l'issue (abandon du tabac) et l'importance du prix offert ou l'intérêt envers ce prix (χ^2 carré (5) = 4,63, $p = 0,463$).

Préoccupations liées à l'abandon du tabac

Deux tiers des participants au concours ont continué à fumer ou ont rechuté après s'être inscrits. Nous leur avons demandé d'indiquer les facteurs qui les avaient influencés en ce sens. La principale raison invoquée, par le tiers des répondants, a été la présence de « situations stressantes ». D'autres répondants ont cité le fait de se retrouver dans des situations sociales avec des fumeurs (14 %), l'impact des symptômes de sevrage (12 %) et, chez 6,4 %

TABLEAU 2
Probabilité de cesser de fumer des répondants à l'enquête sur le concours « J'arrête, j'y gagne! » lancé en 2002 en Ontario, selon l'âge, le sexe, les tentatives antérieures d'abandon du tabac et l'utilité perçue du parrain – Modèle de régression logistique

	Rapport de cotes	Erreur-type robuste	Valeur-p
Âge	1,0191**	0,0106	0,075
Sexe [Femmes] :			
Hommes	1,5374**	0,2426	0,076
A déjà tenté d'arrêter [Non] :			
Oui	2,0857**	0,4223	0,082
Parrain utile [Pas utile du tout] :			
Pas très utile	0,7889	0,4873	0,627
Un peu utile	1,4017	0,3979	0,396
Utile	2,4099*	0,3810	0,021
Très utile	1,2775	0,3449	0,484
Log du rapport de vraisemblance	- 207,54		
Taille de l'échantillon	347		

* Significatif à 5 %.

** Significatif à 10 %.

Le groupe de comparaison figure en italiques et entre crochets [].

des répondants, l'habitude d'associer la consommation d'alcool au tabac.

Tous les participants au concours devaient recruter un parrain. Il est important de noter que la moitié d'entre eux (52 %) ont affirmé que le parrain avait été utile ou très utile dans leurs efforts pour cesser de fumer. Il n'y avait pas non plus d'écart statistiquement significatif dans l'utilité perçue d'un parrain pour cesser de fumer entre ceux qui ont arrêté et ceux qui ont continué à fumer ou qui ont rechuté.

Nous avons également demandé aux participants au concours de décrire les sources de soutien social reçu dans leurs efforts pour cesser de fumer. Ils pouvaient donner plus d'une réponse. Près d'un quart des répondants (23 %) ont affirmé n'avoir reçu aucun soutien des autres. Par contre, 61 % ont déclaré que des membres de leur famille les avaient aidés à cesser de fumer, et plus du tiers (38 %) ont dit avoir bénéficié du soutien d'amis et de collègues de travail. Environ 5 % des participants à l'étude ont dit que des professionnels de la santé les avaient aidés.

Il importe de noter que 63 % des participants à l'étude ont indiqué qu'ils avaient conseillé à d'autres fumeurs de s'inscrire au concours. Plus de 9 répondants sur 10 (91 %) ont dit qu'ils recommanderaient ce type de concours à d'autres fumeurs désireux de se libérer du tabac.

Les participants à l'étude ont ajouté qu'ils préféreraient avoir plus de suivi, notamment recevoir plus d'information sur le soutien possible ainsi que sur les résultats de ce concours et d'autres concours et programmes semblables. La communication avec les participants aux concours est donc très prisée. Il semble que l'intensification des communications sur le contenu et les résultats du programme permettrait de soutenir davantage les participants.

Le tableau 2 présente les résultats du modèle de régression logistique à plusieurs variables portant sur la probabilité de cesser de fumer. Comme on l'a mentionné plus haut,

TABEAU 3
Comparaison entre les répondants à l'Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada (ESUTC) et les répondants à l'enquête sur le concours « J'arrête, j'y gagne! » lancé en 2002 en Ontario, âgés de 25 ans et plus, selon le sexe et l'âge

Caractéristique	ESUTC (N = 1 536 580) %	Répondants à l'enquête (N = 310) %	Valeur-p
Sexe			0,0001
Femmes	46,1	59,7	
Hommes	53,9	40,3	
	(N=1 744 930) %	(N=345) %	
Âge (ans)			0,1040
20 - 24	13,1	10,1	
25 - 44	52,4	50,7	
45 +	34,5	39,1	

le modèle comprenait un certain nombre de variables explicatives possibles recueillies par l'enquête, mais nous ne présentons dans ce tableau que les résultats liés aux variables explicatives où $p < 0,10$. La probabilité de cesser de fumer est liée positivement à l'âge du sujet, les plus vieux étant plus nombreux à cesser de fumer que les plus jeunes (rapport de cotes = 1,019, $p = 0,075$). En outre, les hommes sont plus nombreux que les femmes à cesser de fumer (rapport de cotes = 1,537, $p = 0,076$). Les personnes qui ont déjà tenté de cesser de fumer sont plus nombreuses à y arriver (rapport de cotes = 2,086, $p = 0,082$). Les participants à l'étude qui déclaraient que leur parrain était « utile » étaient plus nombreux à cesser de fumer que ceux qui ne le considéraient « pas utile du tout » (rapport de cotes = 2,410, $p = 0,021$). Compte tenu des niveaux de signification statistique de ces résultats, on pourrait croire que ces conclusions ne donnent que des indications. D'autres variables, comme le niveau de scolarité et la durée du tabagisme, n'avaient pas d'impact statistiquement significatif sur la probabilité de cesser de fumer.

Analyse

Près d'un participant au concours sur trois qui a répondu à l'enquête (31,4 %) a déclaré avoir cessé de fumer depuis le début du concours et 35 autres (14,8 %) ont affirmé l'avoir fait depuis. Comme le taux d'abandon du tabac est l'effet du concours, on peut calculer l'impact potentiel de ce concours sur la population des

fumeurs de l'Ontario. Ce n'est qu'une hypothèse parmi d'autres hypothèses possibles. D'aucuns pourraient soutenir, par exemple, qu'il est excessif d'attribuer entièrement le taux d'abandon du tabac au concours parce que d'autres facteurs, notamment la « sélection » ou la « motivation » chez les inscrits, peuvent biaiser les résultats. Une approche plus prudente, que nous ferons nôtre, consiste à utiliser les limites inférieures de l'intervalle de confiance à 95 % du taux d'abandon du tabac, soit 26,5 %, plutôt que l'estimation ponctuelle de 31,4 %. Les plus de 15 000 participants qui se sont inscrits au concours en 2002 représentent environ 1 % des fumeurs adultes de l'Ontario. En combinant le taux d'inscription et les limites inférieures du taux d'abandon, on peut extrapoler que 1 fumeur adulte sur 377 a puisé dans le concours la motivation pour cesser de fumer.

Près de la moitié des sujets de l'enquête ont indiqué que la possibilité de gagner un prix n'avait pas joué dans leur décision de s'inscrire au concours. Il n'en reste pas moins que le concours lui-même offre une chance importante aux fumeurs qui songent à arrêter. Les participants voulaient prendre part au concours pour cesser de fumer et améliorer leur santé. Le prix venait ensuite.

Même si le taux d'abandon du tabac de 31,4 % se situe dans la plage des résultats obtenus dans des études publiées sur les

programmes d'abandon du tabac axés sur la récompense, une forte proportion de répondants n'ont pas réussi à atteindre leur but. Cette conclusion vient rappeler à quel point il est difficile de cesser de fumer même pour des personnes très motivées, comme l'ont souligné Bains et coll. dans leur évaluation d'un autre concours d'abandon du tabac, plus limité sur le plan géographique¹⁸.

Il se peut que le concours ait contribué à retarder la rechute à février 2003 pour près d'un tiers des participants qui ont recommencé à fumer, bien que nous n'ayons pas pu trouver de données comparables sur la vitesse à laquelle survient la rechute en l'absence d'un programme d'abandon du tabac. Ce délai d'environ quatre mois à partir du début du concours peut offrir une belle occasion d'instaurer des stratégies de suivi propres à soutenir une tentative d'abandon du tabac. Il importe toutefois de noter qu'une proportion légèrement supérieure des répondants qui ont continué à fumer ou qui ont rechuté ont déclaré fumer plus de 20 cigarettes par jour (bien que ce ne soit pas statistiquement significatif). Ce groupe englobe peut-être une plus forte proportion de gens pouvant être considérés comme ayant une forte dépendance à l'égard du tabac.

Plus de quatre personnes étudiées sur dix qui ont continué à fumer ou ont rechuté pendant le concours ont indiqué qu'elles fumaient moins après le concours qu'avant. D'autres études portant sur des programmes d'abandon du tabac axés sur la récompense ont fait état d'une réduction semblable. Une étude contrôlée d'un concours « J'arrête, j'y gagne! » mené au Kentucky a signalé une différence statistiquement significative dans la réduction du nombre de cigarettes fumées par les participants du groupe de traitement²⁸.

Les résultats de cette étude reposent sur les réponses données à une enquête par autodéclaration. Les ressources limitées dont on disposait n'ont pas permis de vérifier l'abandon du tabac par des moyens biochimiques. Il importe toutefois de souligner qu'un groupe d'experts formé par la Society for Research in Nicotine and Tobacco a

affirmé récemment qu'une validation biochimique n'était pas nécessaire dans le cas des interventions auprès de populations générales de fumeurs adultes²⁹. De plus, les enquêtes en population ont montré que l'autodéclaration chez les fumeurs est généralement exacte^{30,31,32,33}.

Autre aspect important, les participants à l'évaluation du concours « J'arrête, j'y gagne! », édition 2002, de l'Ontario ne recevaient pas d'incitatif financier ou autre pour participer à l'enquête. Les prix du concours étaient également accordés aux participants plusieurs mois avant l'interview, et ils ne devraient donc avoir aucune incidence sur les réponses. Rien n'indique qu'il faille rajuster le taux autodéclaré lorsque l'on mesure l'abandon du tabac dans des programmes axés sur la récompense. Si toutefois il fallait le faire, nous n'avons trouvé aucune étude publiée indiquant l'importance du rajustement requis.

Les ressources limitées dont nous disposions ne nous ont pas permis d'inclure un groupe témoin officiel dans le plan de l'évaluation. Nous avons utilisé des documents portant sur des enquêtes menées auprès de fumeurs ontariens pour comparer l'échantillon des répondants aux échantillons de ces enquêtes (p. ex. Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada – [ESUTC], Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes [ESCC] et rapports de surveillance de l'Unité de recherche sur le tabac de l'Ontario [URTO]). Certaines de ces données n'étaient pas ventilées par province. De plus, un grand nombre de variables démographiques et liées au comportement tabagique n'étaient pas définies de la même façon que les variables incluses dans la base de données des inscrits (p. ex. tentatives antérieures d'abandon du tabac, nombre de cigarettes fumées par jour), ce qui restreignait les possibilités de comparaison. Des comparaisons ont pu être établies avec les données de l'ESUTC²⁷ pour ce qui est de la répartition selon l'âge et le sexe. Comme le montre le tableau 3, la répartition des participants à l'évaluation selon le sexe était très différente de celle de la population générale des fumeurs ontariens, telle qu'établie par l'ESUTC. Il n'y avait toutefois pas de différence importante sur

le plan de l'âge entre les répondants des deux enquêtes. Ces conclusions vont dans le sens de l'évaluation d'autres concours d'abandon du tabac.

Enfin, le moment où se tient un concours portant sur l'abandon du tabac pourrait avoir une incidence importante sur le résultat obtenu. Les participants au concours ont indiqué que la tenue d'un concours à la fin d'une année civile pourrait entraîner des taux plus élevés de rechute ou de report de l'abandon du tabac parce qu'il s'agit d'une période particulièrement stressante (préparatifs des Fêtes). Il se peut aussi que le pourcentage élevé de répondants qui « prévoyaient » de cesser de fumer prochainement soit imputable au moment choisi pour l'évaluation, soit de la fin novembre à la mi-décembre. Ils « prévoyaient » peut-être de faire coïncider leurs résolutions avec le début de la nouvelle année.

Conclusions

Le concours « J'arrête, j'y gagne! » lancé en 2002 en Ontario a réussi à aider une forte proportion de fumeurs à cesser de fumer et à demeurer non-fumeurs à 12 mois. La recherche a également révélé que le concours a peut-être réussi à retarder la rechute de plusieurs mois chez les personnes qui ont recommencé à fumer. Il s'agissait d'un sous-ensemble imprévu de fumeurs qui ont déclaré un nombre de cigarettes par jour supérieur aux autres. Selon l'expérience et les données recueillies, il faudrait poursuivre la recherche sur ce groupe afin de trouver de meilleures stratégies renforçant l'abandon du tabac. Dans l'ensemble, les concours qui mettent à contribution des stratégies et des aides multiples pour cesser de fumer, comme ceux de l'Ontario, peuvent attirer un grand nombre de participants et constituent une bonne intervention de santé publique et communautaire.

Remerciements

Nous remercions Joan Burton, de l'Association pour la prévention des accidents industriels. Nous remercions également Paul MacDonald, du Département

des études sur la santé et la gérontologie, Université de Waterloo, de ses conseils et de ses données sur les taux d'abandon du tabac dans les enquêtes par autodéclaration; Roberta Ferrence, directrice de l'Unité de recherche sur le tabac de l'Ontario, Université de Toronto, de ses conseils sur les questionnaires d'abandon du tabac et les documents connexes; Ellen J. Hahn, membre de la Robert Wood Johnson Foundation Developing Leadership in Reducing Substance Abuse, et Mary Kay Rayens, toutes deux du College of Nursing University of Kentucky, de nous avoir communiqué le rapport « Testing the Effect of a Multi-Component, Statewide Tobacco Cessation Contest » présentant les résultats du concours portant sur l'abandon du tabac au Kentucky, ainsi que les rapports connexes. Nous aimerions enfin remercier les femmes et les hommes qui ont bien voulu donner de leur temps pour participer à l'évaluation du concours.

Références

- Makomaski Illing EM, Kaiserman MJ. Mortality attributable to tobacco use in Canada and its regions, 1998. *Can J Public Health* 2004;95(1):38-44.
- Ontario Tobacco Research Unit. Indicators of Progress. [Special Reports: Monitoring the Ontario Tobacco Strategy, 2001/2002 (Vol. 8, Pt 3)]. Toronto, ON: Ontario Tobacco Research Unit.
- Seersholm N, Nielsen NH, Tonnesen P. Self-reported smoking habits, biochemical markers, and nicotine dependence in a sample of the Danish population. *J R Soc Health* 1999;119(2):92-6.
- John U, Meyer C, Hapke U, Rumpf HJ, Schumann A. Nicotine dependence, quit attempts, and quitting among smokers in a regional population sample from a country with a high prevalence of tobacco smoking. *Prev Med*. 2004 Mar;38(3):350-8.
- Kalant H. Nicotine as an addictive substance. In R Ferrence, J Slade, R Room and M Pope (eds.), *Nicotine and Public Health*. Washington DC: American Public Health Association, 2000:117-34.
- Hughes JR, Gulliver SB, Fenwick JW, Valliere WA, Cruser K, Pepper S, Shea P, Solomon LJ, Flynn BS. Smoking cessation among self-quitters. *Health Psychol* 1992; 11: 331-334.
- Cohen S, Lichtenstein E, Prochaska JO, Rossi JS, Gritz ER, Carr CR, Orleans CT, Schoenbach VJ, Biener L, Abrams D, et al. Debunking myths about self-quitting. Evidence from 10 prospective studies of persons who attempt to quit smoking by themselves. *Am Psychol* 1989;44(11):1355-65.
- Fiore MC, Novotny TE, Pierce JP, Giovino GA, Hatziandreu EJ, Newcomb PA, Surawicz TS, Davis RM. Methods used to quit smoking in the United States. *JAMA* 1990;263:2760-5.
- May S, West R. Do social support interventions ("buddy systems") aid smoking cessation? A review. *Tob Control* 2000;9(4):415-22.
- West R, Edwards M, Hajek P. A randomized controlled trial of a "buddy" systems to improve success at giving up smoking in general practice. *Addiction* 1998;93(7):1007-11.
- Chapman S, Smith W, Mowbray G, Hugo C, Egger G. Quit and win smoking cessation contests: how should effectiveness be evaluated? *Prev Med*. 1993;22(3):423-32.
- Leinweber CE, Macdonald JM, Campbell HS. Community smoking cessation contests: an effective public health strategy. *Can J Public Health* 1994;85(2):95-8.
- Elder JP, McGraw SA, Rodrigues A, Lasater TM, Ferreira A, Kendall L, Peterson G, Carleton RA. Evaluation of two community-wide smoking cessation contests. *Prev Med* 1987;16(2):221-34.
- Lai KQ, McPhee SJ, Jenkins CN, Wong C. Applying the quit & win contest model in the Vietnamese community in Santa Clara county. *Tob Control* 2000;9(Suppl 2): II56-9.
- Elder JP, Campbell NR, Mielchen SD, Hovell MF, Litrownik AJ. Implementation and evaluation of a community-sponsored smoking cessation contest. *Am J Health Promot* 1991;5(3):200-7.
- Korhonen HJ, Niemensivu H, Piha T, Koskela K, Wiio J, Johnson CA, Puska P. National TV smoking cessation program and contest in Finland. *Prev Med* 1992;21(1):74-87.
- Tillgren P, Haglund BJ, Ainetdin T, Holm LE. Who is a successful quitter? One-year follow-up of a National Tobacco Quit and Win Contest in Sweden. *Scand J Soc Med* 1995;23(3):193-201.
- Sun S, Korhonen T, Uutela A, Korhonen HJ, Puska P, Jun Y, Chonghua Y, Zeyu G, Yonghao W, Wenqing X. International Quit and Win 1996: comparative evaluation study in China and Finland. *Tobacco Control* 2000;9(3):303-9.
- Pirie PL, Rooney BL, Pechacek TF, Lando HA, Schmid LA. Incorporating social support into a community-wide smoking-cessation contest. *Addict Behav* 1997;22(1):131-7.
- Bains N, Pickett W, Laundry B, Mecredy D. Prédicteurs de l'abandon du tabac dans une intervention communautaire axée sur la récompense. *Maladies chroniques au Canada* 2000; 21(2):58-65.
- Gomez-Zamudio M, Renaud L, Labrie L, Masse R, Pineau G, Gagnon L. Role of pharmacological aids and social supports in smoking cessation associated with Quebec's 2000 Quit and Win campaign. *Prev Med* 2004;38(5):662-7.
- Croghan IT, O'Hara MR, Schroeder DR, Patten CA, Croghan GA, Hays JT, Dale LC, Bowen D, Kottke T, Hurt RD. A community-wide smoking cessation program: Quit and Win 1998 in Olmsted county. *Prev Med* 2001;33(4):229-38.
- Dillman DA. *Mail and telephone surveys*. New York: John Wiley and Sons, 1978.
- Ontario Tobacco Research Unit. Accessible au : <http://www.otru.org/>
- Statistical Package for the Social Sciences (SPSS), version 11.5 pour Windows, SPSS Inc., 1989-2002.
- Statistique Canada, L'enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000/01. Accessible au : http://www.statcan.ca/francais/freepub/82-577-XIF/00203/rtables_.htm

-
27. Enquête de surveillance de l'usage du tabac au Canada, février au décembre 2002. Accessible au : http://www.hc-sc.gc.ca/hl-vs/tobac-tabac/research-recherche/stat/ctums-esutc/index_f.html
 28. Hahn EJ, Rayens MK, Warnick TA. A controlled trial of quit and win in a tobacco growing state. Final Report. (manuscrit en cours de révision).
 29. Hughes JR, Keely JP, Niaura RS, Ossip-Klein DJ, Richmond RL, Swan GE. Measures of abstinence in clinical trials: issues and recommendations. *Nicotine Tob Res* 2003;5(4):603.
 30. Caraballo RS, Giovino GA, Pechacek TF, Mowery PD. Factors associated with discrepancies between self-reports on cigarette smoking and measured serum cotinine levels among persons aged 17 years or older: Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988-1994. *Am J Epidemiol* 2001;153(8):807-14.
 31. Wagenknecht LE, Burke GL, Perkins LL, Haley NJ, Friedman GD. Misclassification of smoking status in the CARDIA study: a comparison of self-report with serum cotinine levels. *Am J Public Health* 1992;82(1):33-6.
 32. Velicer WF, Prochaska JO, Rossi JS, Snow MG. Assessing outcome in smoking cessation studies. *Psychol Bull* 1992;111(1):23-41.
 33. Luepker RV, Pallonen UE, Murray DM, Pirie PL. Validity of telephone surveys in assessing cigarette smoking in young adults. *Am J Public Health* 1989;79(2):202-4.

Évolution de la mortalité attribuable à la cardiopathie ischémique au Canada, 1986–2000

Jinfu Hu, Chris Waters, Ann-Marie Ugnat, Jonathan Horne, Ian Szuto, Marie Desmeules et Howard Morrison

Résumé

L'étude que voici porte sur l'évolution des taux de mortalité attribuable à la cardiopathie ischémique (CI) au Canada de 1986 à 2000 et inclut l'analyse des données à l'échelle des comtés. L'étude visait la population canadienne âgée de 35 ans et plus. Nous avons calculé les taux de mortalité standardisés pour l'âge (TMSA). Nous avons utilisé la régression linéaire et la régression de Poisson pour calculer la variation annuelle moyenne en pourcentage (VAMP) selon l'âge, le sexe, le comté et la province. Nous avons observé une importante baisse des taux de mortalité aussi bien chez les hommes que les femmes âgés de 35 ans et plus; les VAMP ont mis en évidence une diminution de 3,44 % chez les hommes et de 3,42 % chez les femmes. Nous avons examiné les TMSA correspondant à trois périodes; les taux allaient en augmentant chez les groupes d'âge successifs et diminuaient pour chaque période consécutive, chez les deux sexes. Nous avons constaté une baisse significative du taux de mortalité par CI chez les hommes dans 47,2 % des comtés et, chez les femmes, dans 46,9 % des comtés. Ces comtés affichaient une prévalence significativement plus faible du tabagisme quotidien chez les sujets des deux sexes et une prévalence de l'obésité significativement moindre seulement chez les femmes. Les TMSA par CI n'ont augmenté de façon significative que dans deux comtés, chez les hommes et les femmes. Il y a lieu d'améliorer les stratégies de prévention et de lutte contre les CI dans les comtés où l'on a observé une diminution modeste (ou nulle) de la mortalité attribuable à la cardiopathie ischémique.

Mots clés : Canada, cardiopathie ischémique, mortalité

Introduction

Les maladies cardiovasculaires, qui sont la principale cause de mortalité au Canada, sont à l'origine de près du tiers des décès dans notre pays chaque année. En 1982, 60 % des décès attribués aux maladies cardiovasculaires ont été causés par des cardiopathies ischémiques (CI)¹. En 2003, cette proportion était tombée à 55 %². Les taux de mortalité par maladie coronarienne ont reculé dans beaucoup de pays³⁻⁶, y compris le Canada^{3,4}. Cependant, jusqu'ici, on n'avait pas de données sur la mortalité par CI calculée par comté.

Nous nous proposons ici d'examiner l'évolution des taux de mortalité par CI au Canada de 1986 à 2000 et d'analyser la baisse de la mortalité à l'échelle du pays,

des provinces, des territoires et des comtés (divisions de recensement).

Méthodologie

Les données sur la mortalité par CI (codes 410-414 de la CIM-9 et codes correspondants de la CIM-10 en 2000) ont été puisées dans les dossiers sur la mortalité annuelle au Canada de Statistique Canada⁷. Ces dossiers renferment de l'information sur l'âge, le sexe, la province et le comté de résidence pour toute la période visée (1986–2000). Le recensement du Canada a fourni les statistiques démographiques⁸. Les taux de mortalité standardisés pour l'âge (TMSA) ont été calculés en fonction de la population canadienne en 1991 (population de référence).

La population visée par l'étude se composait des Canadiens et Canadiennes de 35 ans et plus. Nous avons calculé les TMSA pour trois niveaux de regroupement géographique : le Canada, les provinces et territoires (Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta, Colombie-Britannique, Yukon, Territoires du Nord-Ouest) et les comtés. Nous avons comparé les TMSA des hommes et des femmes pour trois périodes de cinq ans : 1986–1990, 1991–1995 et 1996–2000.

Nous avons procédé à une analyse de régression linéaire pour calculer la variation annuelle moyenne en pourcentage (VAMP) de la mortalité selon l'âge, le sexe et la province. La régression de Poisson a été utilisée pour calculer la VAMP par sexe et par comté. Nous avons calculé les VAMP en élaborant un modèle fondé sur l'hypothèse que la variation des TMSA est constante. Autrement dit, nous avons appliqué un modèle linéaire ou le modèle de Poisson aux TMSA après transformation logarithmique. Nous avons utilisé les modèles de régression de Poisson (log des taux selon l'âge) à cause du nombre généralement faible de décès dans chaque comté. Des intervalles de confiance (IC) à 95 % ont été établis pour les TMSA à l'échelle provinciale seulement. Nous avons examiné les tendances par groupe d'âge de dix ans (35–44 ans, 45–54 ans, 55–64 ans, 65–74 ans, 75–84 ans, 85 ans et +) et pour l'ensemble de la population à l'étude (personnes de 35 ans et plus).

Les données issues de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1 (ESCC en 2000–2001) ont permis de comparer les VAMP et les facteurs de risque. Notre étude s'est limitée aux personnes de 35 ans et plus⁹. Les comtés ont été classés dans différentes

Coordonnées des auteurs

Jinfu Hu, Chris Waters, Ann-Marie Ugnat, Jonathan Horne, Ian Szuto, Marie Desmeules et Howard Morrison, Direction générale de la promotion de la santé et de la prévention des maladies chroniques, Agence de santé publique du Canada
Correspondance : Jinfu Hu, Direction générale de la promotion de la santé et de la prévention des maladies chroniques, Agence de santé publique du Canada, IA 6701A, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0B7; télécopieur : (613) 941-2623; courriel : jinfu.hu@phac-aspc.gc.ca

catégories d'après le seuil de démarcation défini par la VAMP dans le taux de mortalité par CI. Nous avons calculé la prévalence moyenne de chaque facteur dans les comtés, pour chaque catégorie de VAMP.

Pour approfondir l'analyse des facteurs de risque dans les comtés, nous avons amalgamé les quatre premiers quintiles pour en faire le groupe 1; le cinquième quintile est devenu le groupe 2. Nous avons calculé les valeurs *p* des écarts entre les deux groupes à l'aide des pondérations bootstrap de l'ESCC. Nous avons procédé à un test unilatéral de distribution normale pour les plus fortes proportions de facteurs de risque dans le groupe 2. Trois facteurs de risque de la CI (le tabagisme quotidien, l'obésité et le faible revenu) ont été choisis à partir d'autres études canadiennes. Toutes les analyses statistiques ont été effectuées à l'aide du logiciel SAS.

Résultats

La figure 1 montre une importante diminution des taux annuels de mortalité par CI au Canada chez les hommes et chez les femmes de 35 ans et plus. De 1986 à 2000, les TMSA sont tombés de 581,1 à 345,9 décès pour 100 000 personnes chez les hommes et de 299,3 à 177,4 décès pour 100 000 personnes chez les femmes.

Pour toute la période de 1986 à 2000, le TMSA par CI pour l'ensemble de la population canadienne âgée de 35 ans et plus était de 439,0 décès pour 100 000 personnes chez les hommes et de 226,8 décès pour 100 000 personnes chez les femmes (tableau 1). Pour la même période, c'est à Terre-Neuve-et-Labrador qu'on a enregistré les taux provinciaux les plus élevés chez les hommes et les femmes (531,3 et 292,2 décès pour 100 000 personnes, respectivement). De 1986 à 2000, la VAMP a affiché un fléchissement significatif de 3,4 % à l'échelle nationale chez les sujets des deux sexes. En moyenne, les baisses significatives des taux de mortalité ont été supérieures à 3,4 % par année, chez les hommes, à l'Île-du-Prince-Édouard, en Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick, au Québec, en Ontario, en Colombie-Britannique et au Yukon et, chez les femmes, en Nouvelle-

TABLEAU 1
Variation annuelle moyenne en pourcentage des taux de mortalité due aux cardiopathies ischémiques chez les 35 ans et plus, standardisés pour l'âge, selon le sexe et la province (Canada, 1986–2000)

Province/territoire	Hommes			Femmes		
	Taux de mortalité pour 100 000	VAMP	IC à 95 %	Taux de mortalité pour 100 000	VAMP	IC à 95 %
Terre-Neuve-et-Labrador	531,25	-2,37	-3,20, -1,53	292,15	-2,70	-3,25, -2,00
Île-du-Prince-Édouard	506,26	-3,53	-4,96, -2,08	245,59	-2,45	-3,74, -1,13
Nouvelle-Écosse	466,55	-3,70	-4,33, -3,07	224,22	-4,04	-4,52, -3,48
Nouveau-Brunswick	436,07	-4,14	-4,92, -3,36	225,01	-3,83	-4,39, -3,34
Québec	455,87	-3,56	-3,95, -3,16	230,60	-3,16	-3,99, -2,92
Ontario	458,9	-3,54	-3,94, -3,14	244,76	-3,48	-3,73, -3,19
Manitoba	440,53	-2,34	-2,73, -1,96	221,42	-2,63	-3,31, -1,90
Saskatchewan	405,53	-3,03	-3,63, -2,41	192,09	-3,47	-3,84, -2,77
Alberta	405,72	-2,68	-3,12, -2,24	208,44	-2,41	-2,65, -1,64
Colombie-Britannique	365,54	-3,66	-3,99, -3,33	183,62	-3,95	-4,23, -3,50
Territoire du Yukon	400,89	-8,14	-14,36, -1,48	183,76	-3,99	-8,56, 1,90
Territoires du Nord-Ouest	243,48	-0,65	-4,08, -2,90	92,93	0,76	-6,30, 8,28
Canada	438,99	-3,44	-3,74, -3,10	226,81	-3,42	-3,66, -3,18

VAMP = variation annuelle moyenne en pourcentage.
IC = intervalle de confiance.

FIGURE 1
Taux de mortalité due aux cardiopathies ischémiques (pour 100 000 standardisés pour l'âge*, selon le sexe (Canada, 1986–2000)

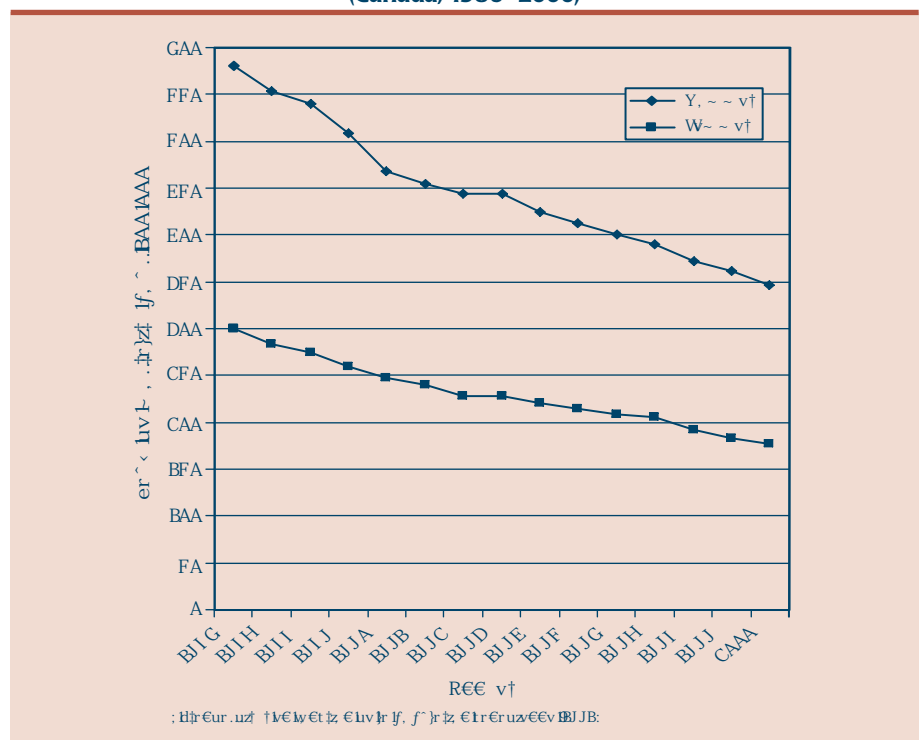
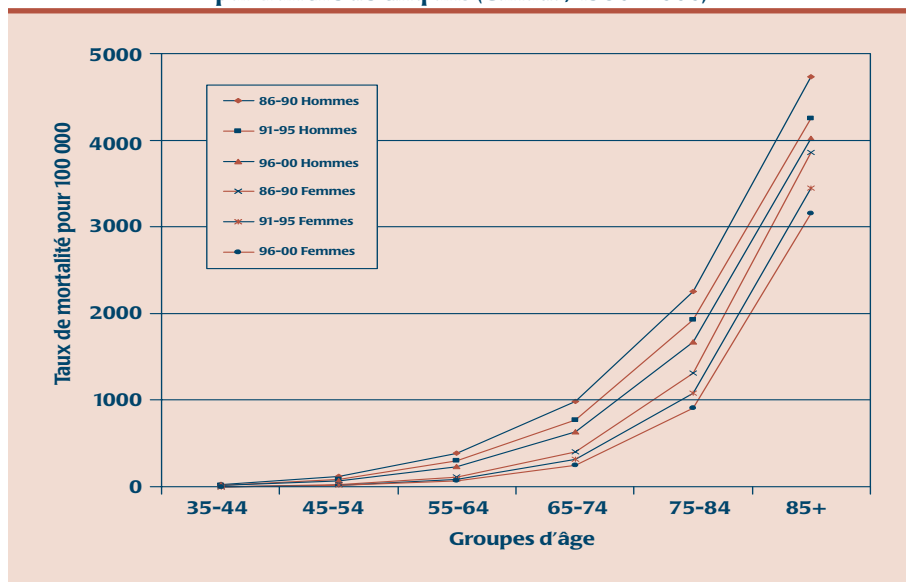


FIGURE 2
Taux de mortalité due aux cardiopathies ischémiques
(pour 100 000) standardisés pour l'âge, selon le sexe et l'âge,
par tranche de cinq ans (Canada, 1986–2000)



Écosse, au Nouveau-Brunswick, en Ontario, en Saskatchewan, en Colombie-Britannique et au Yukon.

Les taux de mortalité par CI pour chaque groupe d'âge de dix ans ont été considérés pour trois périodes comprises dans la période complète visée par l'étude. Aussi bien chez les hommes que chez les femmes, les TMSA augmentaient nettement pour chaque groupe d'âge successif. Les taux de mortalité étaient nettement plus élevés chez les groupes d'âge de 75 ans et plus, et les taux les plus élevés ont été observés dans le groupe des 85 ans et plus. En revanche, les taux allaient en diminuant à chaque période consécutive. Pour chaque groupe d'âge, les TMSA les plus faibles correspondaient à la période la plus récente (1996–2000) tant chez les hommes que chez les femmes.

Le tableau 2 présente les TMSA et la VAMP par sexe et par âge pour l'ensemble de la période visée par l'étude (1986–2000). Les TMSA par CI augmentaient de façon significative pour chaque groupe d'âge croissant chez les deux sexes, particulièrement chez les sujets de 75 ans et plus. Encore une fois, les taux les plus élevés ont été observés chez les sujets de 85 ans et plus (4 290,0 décès pour 100 000 chez les hom-

mes et 3 441,9 décès pour 100 000 chez les femmes). La VAMP a affiché un recul significatif de 4,4 % ou plus chez les hommes de 35 à 74 ans, et de 4,5 % ou plus chez les femmes de 45 à 74 ans. Dans le groupe des 85 ans et plus, les diminutions annuelles moyennes n'étaient que de 1,7 % chez les hommes et de 2,0 % chez les femmes.

Les figures 3 et 4 (absentes de cet article pour des raisons techniques mais disponibles sur demande) illustrent la variation annuelle moyenne, en pourcentage, des taux de mortalité par CI standardisés pour

l'âge chez les hommes et les femmes de 35 ans et plus, par comté, de 1986 à 2000. Les VAMP ont été classées en trois catégories : variation inférieure à la VAMP nationale (-15,149, -3,443); variation inférieure à 0 et égale ou supérieure à la VAMP nationale (-3,442, 0,000); et variation supérieure à 0 (0,001, 11,844) chez les hommes, les catégories correspondantes chez les femmes étant (-33,884, -3,419), (-3,418, 0,000) et (0,001, 17,561). Chacune de ces trois catégories a été divisée en deux sous-catégories – écart significatif et non significatif – fondées sur des taux à la baisse ou à la hausse (c.-à-d. $p \leq 0,05$). Nous avons utilisé les limites des divisions de recensement de 1996¹⁰. Faute de données suffisantes, nous n'avons pas inclus dans les figures 3 et 4 les VAMP applicables aux femmes dans quatre comtés : Stikine Region, en Colombie-Britannique (5 957), de même que Baffin Region (6 104), Keewatin Region (6 105) et Kitikmeot Region (6 108) dans les Territoires du Nord-Ouest.

Chez les hommes, 47,2 % des comtés ont accusé une baisse significative de la mortalité par CI par rapport à la VAMP nationale. La VAMP a diminué d'au moins 6,5 %, baisse statistiquement significative, dans les comtés suivants : Les Mitis (Qc) (2 411), Île-d'Orléans (Qc) (2 420), Haute-Côte-Nord (Qc) (2 495), division régionale Skeena-Queen Charlotte (C.-B.) (5 947), Yukon (Yn) (6 001) et Keewatin Region (T.N.-O.) (6 105). Une proportion de 50,7 % des comtés avaient une VAMP inférieure à la moyenne nationale. Dans

TABLEAU 2
Variation annuelle moyenne en pourcentage des taux de mortalité due aux
cardiopathies ischémiques standardisés pour l'âge, selon le sexe et l'âge
(Canada, 1986–2000)

Groupes d'âge	Hommes		Femmes	
	Taux de mortalité pour 100 000	VAMP	Taux de mortalité pour 100 000	VAMP
35-44	20,73	-4,59*	3,94	-1,26
45-54	90,28	-5,07*	19,06	-4,58*
55-64	302,84	-4,91*	88,66	-4,91*
65-74	783,88	-4,39*	319,15	-8,81*
75-84	1,918,92	-2,98*	1,081,31	-3,65*
85+	4,290,01	-1,68*	3,441,88	-2,04*
35+	438,98	-3,44*	226,81	-3,42*

VAMP = variation annuelle moyenne en pourcentage.

* $p \leq 0,01$

TABLEAU 3
Prévalence moyenne des caractéristiques/facteurs de risque des comtés, en fonction de la VAMP des taux de mortalité due aux cardiopathies ischémiques, standardisés pour l'âge, selon le sexe (Canada, 1986–2000)

Facteur de risque/ caractéristique	Quintiles (VAMP)					Valeur P ¹
	I (baisse)	II	III	IV	V (hausse)	
Hommes	≤ -4,0708 (N=56)	> -4,0708 ≤ -3,735 (N=57)	> -3,735 ≤ -2,949 (N=58)	> -2,949 ≤ -1,964 (N=57)	> -1,964 (N=57)	
Fumeurs réguliers (%)	23,7	22,0	23,3	24,7	26,7	< 0,0005
Obésité (%)	17,3	16,9	16,5	17,8	20,9	0,44
Taux de faible revenu (%)	6,7	8,9	9,1	7,8	9,2	0,26
Femmes	≤ -4,581 (N=56)	> -4,581 ≤ -3,66 (N=56)	> -3,66 ≤ -2,97 (N=56)	> -2,97 ≤ -2,111 (N=57)	> -2,111 (N=57)	
Fumeuses régulières (%)	19,6	17,9	18,6	21,7	21,8	< 0,001
Obésité (%)	15,9	18,5	16,3	20,1	20,3	< 0,0001
Taux de faible revenu (%)	12,9	12,2	13,9	13,8	13,7	0,92

VAMP = variation annuelle moyenne en pourcentage.

Remarque : les données de trois comtés (codes régionaux 2120, 2444 et 4623), chez les hommes, et celles de deux comtés (codes régionaux 2420 et 2444), chez les femmes, n'étaient pas disponibles et n'ont donc pu être analysées.

¹ La valeur P mesure la probabilité que les quintiles présentent des proportions de facteurs de risque différentes.

2 % des comtés, les taux de mortalité par CI ont augmenté. De façon plus particulière, le taux de mortalité par CI de la Division n° 16, en Alberta (4 816), a augmenté de façon significative.

Dans le cas des femmes, 46,9 % des comtés affichaient une diminution significative de la mortalité par CI par rapport à la VAMP nationale. La baisse de la VAMP était significative dans les régions suivantes, où elle atteignait 6,5 % ou plus : La Matapédia (Qc) (2 407), Matane (Qc) (2 408), Matawinie (Qc) (2 462) et la Division n° 10 (Man.) (4 610). Dans 46 (9 %) des comtés, la VAMP était inférieure à la VAMP nationale et dans 4,1 % des comtés, la mortalité par CI avait augmenté. Dans un comté en particulier, la Division n° 23, au Manitoba (4 623), la mortalité par CI a augmenté de façon significative. Fait digne de mention, la plupart des comtés affichant la plus forte baisse des taux de mortalité par CI (chez les deux sexes) se trouvaient au Québec. On peut obtenir des données détaillées sur les VAMP et les taux de mortalité par CI standardisés pour l'âge, par sexe et par comté, en en faisant la demande par écrit à l'auteur du présent article.

Le tableau 3 montre la prévalence moyenne de trois caractéristiques/facteurs de risque dans les comtés, d'après la distribution de

la VAMP par quintile chez les hommes et les femmes, respectivement. Chez les hommes, les comtés qui accusaient une baisse significative des taux de mortalité par CI se caractérisaient par une plus faible prévalence du tabagisme quotidien ($p < 0,0005$). Chez les femmes, les comtés qui affichaient une diminution significative des taux de mortalité par CI avaient une plus faible prévalence d'obésité ($p = 0,0001$) et de tabagisme quotidien ($p = 0,001$). On n'a pas observé de différence liée au taux de faible revenu chez les femmes ou les hommes. La distribution détaillée des VAMP par quintile et par province figure à l'annexe 1.

Analyse

Il ressort des résultats de cette étude que les taux de mortalité par CI au Canada ont diminué de 3,4 % par année en moyenne, de 1986 à 2000, tant chez les hommes que chez les femmes. Des diminutions significatives ont aussi été observées pour chaque tranche d'âge de dix ans. Près de la moitié des comtés ont connu une baisse significative de leur taux de mortalité par CI. Cependant, les taux ont augmenté de façon significative dans deux comtés, chez les hommes et les femmes.

La mortalité attribuable à la cardiopathie ischémique n'a cessé de diminuer au

cours des dernières décennies, à l'échelle mondiale^{3,5,6}. D'après les résultats du projet MONICA de l'OMS, les deux tiers de cette baisse seraient attribuables à la diminution du taux d'accidents coronaires (crises cardiaques), tandis que l'autre tiers s'expliquerait par la diminution de leur létalité¹¹. D'autres études font elles aussi état d'une diminution de l'incidence des infarctus aigus du myocarde ainsi que d'une amélioration de la prévention secondaire, du traitement et de la survie^{12,13}. D'après les estimations, 25 % de la baisse de la mortalité par CI observée aux États-Unis de 1980 à 1990 serait attribuable à des mesures de prévention primaire, 29 %, à des mesures de prévention secondaire et 43 %, à l'amélioration des traitements¹⁴. Une étude en population générale d'une durée de 20 ans a révélé que la diminution observée était sensiblement plus importante dans le cas des décès par CI survenus en milieu hospitalier que dans le cas des morts subites attribuables à une crise cardiaque¹⁵.

En ce qui concerne le déclin des taux de mortalité par CI, nos constatations concordent avec celles d'autres études canadiennes^{4,16}; la réduction de la mortalité semble s'expliquer par la diminution de l'incidence de l'infarctus aigu du myocarde (IAM) et par l'amélioration du traitement des maladies vasculaires

et des soins prodigués au Canada dans ce domaine^{4,17}. De 1999 à 2002, l'administration de traitements médicamenteux fondés sur des preuves aux victimes d'IAM a augmenté dans l'ensemble du Canada de même que dans chaque province et territoire¹⁸. La Colombie-Britannique¹⁹, l'Alberta²⁰ et l'Ontario²¹ ont fait état d'une amélioration de la survie des patients victimes d'un IAM.

La baisse de la mortalité attribuable à la cardiopathie ischémique peut aussi s'expliquer par la réduction des facteurs de risque. D'après des études menées en Grande-Bretagne, aux États-Unis et en Australie, de 30 à 75 % de la diminution observée des taux de mortalité par CI serait liée à la modification des habitudes de vie, qui se serait répercutée sur trois grands facteurs de risque : l'hypertension, le tabagisme et l'alimentation^{22,23}. Cependant, d'après une étude de suivi effectuée récemment pour évaluer le lien entre l'évolution des facteurs de risque dans le temps et le déclin de la CI chez les hommes israéliens, les facteurs de risque classiques semblaient avoir joué un rôle assez limité dans la diminution des taux de mortalité par CI²⁴. Selon une autre étude de suivi menée au Canada, les facteurs communautaires et hospitaliers n'expliqueraient pas plus de 7 % de la variation des résultats corrigés en fonction du risque dans les hôpitaux ou les régions. Enfin, d'après une étude transversale effectuée en Écosse, les facteurs de risque classiques de la cardiopathie ischémique n'expliqueraient pas le taux comparativement élevé de CI²⁶.

Le tabagisme est l'un des principaux facteurs de risque contribuant à l'apparition de la CI et c'est aussi la principale cause des décès évitables au Canada. D'après les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.1 (ESCC en 2000–2001), les régions caractérisées par un fort taux de mortalité par CI présentaient par ailleurs une prévalence significativement plus élevée de tabagisme quotidien²⁷. Par ailleurs, nos résultats indiquent que les comtés où les taux de mortalité par CI ont moins diminué avaient

une prévalence significativement plus élevée de tabagisme quotidien, tant chez les hommes que chez les femmes. La proportion de Canadiens et de Canadiennes de 15 ans et plus qui fument des cigarettes chaque jour est tombée de 39 à 24 %, entre 1977 et 1996–1997²⁸.

Il ressort de nos résultats que les comtés où les diminutions des taux de mortalité par CI ont été plus modestes présentaient par ailleurs une plus grande proportion d'habitants considérés comme à faible revenu. Des études antérieures ont montré que le statut socio-économique a un effet considérable sur l'accès à des services spécialisés de traitement des maladies cardiaques. On a observé chez les habitants des régions défavorisées de l'Ontario des taux de mortalité nettement plus élevés que chez les autres malades, un an après une hospitalisation pour un IAM²⁹. D'après une autre étude, les régions sanitaires du Canada où la mortalité par CI est élevée se caractérisent par une population à faible revenu et un taux moins élevé de personnes ayant un diplôme postsecondaire²⁷. Un faible statut socio-économique peut également aggraver les facteurs de risque de maladies cardiovasculaires, par exemple le tabagisme, l'hypercholestérolémie et l'hypertension artérielle³⁰.

Une vaste étude de cohorte menée aux États-Unis a révélé que le risque de décès par suite de maladies cardiovasculaires ou d'autres maladies, tant chez les hommes que chez les femmes, augmentait proportionnellement à l'excès de poids, classé dans des catégories allant de modéré à grave³¹. Au Canada, les taux d'obésité ont augmenté au cours de la dernière décennie.³²

Dans le cas de l'hypertension artérielle, la prévalence auto-déclarée par les répondants de l'ESCC (2000–2001) au Canada est de 13,0 %³³. Filate et ses collaborateurs ont signalé que les régions du Canada où la mortalité par CI est élevée se caractérisent aussi par une prévalence significativement plus élevée d'hypertension artérielle²⁷.

Il importe de faire preuve de prudence dans

l'interprétation de ces résultats. Il est possible que la modification des habitudes de vie de la population et l'amélioration des soins et des traitements prodigués aient contribué à la chute marquée de la mortalité par CI au Canada de 1986 à 2000; il se peut également que les différences observées dans la VAMP s'expliquent par la modification des facteurs de risque. Il faut cependant reconnaître que les données sur les facteurs de risque n'étaient pas suffisantes pour nous permettre d'évaluer pleinement l'association entre les tendances longitudinales des facteurs de risque et la diminution de la CI; nous n'avons utilisé qu'un seul point de données provenant d'une source relativement récente (ESCC, 2000–2001). Par conséquent, nos résultats devraient nous inciter à nous engager dans de nouvelles pistes de recherche. De plus, certaines différences observées entre les comtés au chapitre de la mortalité pourraient être simplement le fruit du hasard, surtout dans les cas où les comparaisons étaient nombreuses.

Remerciements

Les auteurs remercient Statistique Canada d'avoir transmis à Santé Canada les données de la Base canadienne de données sur l'état civil portant sur la mortalité au Canada. Nous tenons également à remercier de leur collaboration les registres provinciaux et territoriaux des statistiques de l'état civil, qui fournissent les données à Statistique Canada.

Références

1. Nicholls E, Nail C, William LM, Moen J, Mao Y. La maladie cardio-vasculaire au Canada. Ottawa: Statistique Canada et Santé et Bien-être Canada, 1986.
2. Orius (base de données). Ottawa : L'agence de santé publique du Canada, 2006.
3. Statistique Canada. La santé de la population canadienne. Rapport sur la santé. (Catalogue 82–003) 2002;13 (Supplément).
4. Brophy JM. The epidemiology of acute myocardial infarction and ischemic heart disease in Canada: data from 1976–1991. *Can J Cardiol* 1997;13:474–8.

5. Beaglehole R, Stewart AW, Jackson R, et al. Declining rates of coronary heart disease in New Zealand and Australia, 1983–1993. *Am J Epidemiol* 1997;145:707–13.
6. Hellermann JP, Reeder GS, Jacobsen SJ, et al. Longitudinal trends in the severity of acute myocardial infarction: a population study in Olmsted County, Minnesota. *Am J Epidemiol* 2002;156:246–53.
7. Statistique Canada. Les causes de décès. Ottawa : Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, 2004. (Catalogue 84–208–XIF)
8. Statistique Canada. Les division des recensements des populations. Statistiques démographiques annuelles 2002. Ottawa : Division de la démographie, Statistique Canada, 2003. (Catalogue 91–213–XPB)
9. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000–2001. Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, 2002.
10. Statistique Canada. Classification géographique type (CGT), Volume 1, La classification. Ottawa : Statistique Canada, 1996. (Catalogue 12–571–XPB1996001)
11. Tunstall-Pedoe H, Kuulasmaa K, Mahonen M, et al. for the WHO Monica project. Contribution of trends in survival and coronary rates to changes in coronary heart disease mortality: 10-year results from the 37 WHO MONICA project populations. *Lancet* 1999;353:1547–57.
12. Rosamond WD, Chambless LE, Folsom AR, et al. Trend in the incidence of myocardial infarction and in mortality due to coronary heart disease, 1987–1994. *N Engl J Med* 1998;39:861–7.
13. Hammar N, Alfredsson L, Rosen M, et al. A national record linkage to study acute myocardial infarction incidence and case fatality in Sweden. *Int J Epidemiol* 2001;30 Suppl 1:S30–4.
14. Hunink MG, Goldman L, Tosteson AN, et al. The recent decline in mortality from coronary heart disease, 1980–1990. The effect of secular trends in risk factors and treatment. *JAMA* 1997;277:535–42.
15. Goraya TY, Jacobsen SJ, Kottke TE, et al. Coronary heart disease death and sudden cardiac death: a 20-year population-based study. *Am J Epidemiol* 2003;157:763–70.
16. The Nova Scotia-Saskatchewan Cardiovascular Disease Epidemiology Group. Trend in incidence and mortality from acute myocardial infarction in Nova Scotia and Saskatchewan, 1974 to 1985. *Can J Cardiol* 1992;8:253–8.
17. Pilote L, Lavoie F, Ho V, Eisenberg M. Changes in the treatment and outcomes of acute myocardial infarction in Quebec, 1988–1995. *CAMC* 2000;163:31–6.
18. Jackevicius CA, Alter D, Cox J, et al. Acute treatment of myocardial infarction in Canada 1999–2002. *Can J Cardiol* 2005;21:145–52.
19. Pate GE, Humphries KH, Izadnegahdar M, et al. Population rates of invasive cardiac procedures in British Columbia, 1995–2001. *Can J Cardiol* 2004;20:712–6.
20. Quan H, Cujec B, Jin Y, Johnson D. Acute myocardial infarction in Alberta: temporal changes in outcomes, 1994–1999. *Can J Cardiol* 2004;20 :213–9.
21. Naylor CD, Slaughter PM. Cardiovascular Health and Services in Ontario. Toronto: Institute for Clinical Evaluative Sciences, 1999.
22. Sytkowski PA, Kannel WB, D'Agostino RB. Changes in risk factors and the decline in mortality from cardiovascular disease. The Framingham heart study. *N Engl J Med* 1990;322:1635–41.
23. Dwyer T, Hetzel BS. A comparison of trends of coronary heart disease mortality in Australia, USA and England and Wales with reference to three major risk factors—hypertension, cigarette smoking and diet. *Int J Epidemiol* 1980;9:65–75.
24. Gerber Y, Dankner R, Chetrit A, et al. The role of risk factor time trends in the steep decline of CHD mortality between two Israeli cohort studies. *Prev Med* 2005;41:85–91.
25. Alter DA, Austin PC, Tu JV. Community factors, hospital characteristics and inter-regional outcome variations following acute myocardial infarction in Canada. *Can J Cardiol* 2005;21:247–55.
26. Mitchell R, Fowkes G, Blane D, Bartley M. High rates of ischemic heart disease in Scotland are not explained by conventional risk factors. *J epidemiol community Health* 2005;59:567–7.
27. Filate WA, Jonathan HL, Kennedy CC, Tu JV. Regional variations in cardiovascular mortality in Canada. *Can J Cardio* 2003;19:1241–8.
28. Santé Canada. Le nouveau visage des maladies cardiovasculaires et des accidents vasculaires cérébraux au Canada 2000. Ottawa : La fondation des maladies du cœur du Canada, 1999.
29. Alter DA, Naylor CD, Austin P, Tu JV. Effects of socioeconomic status on access to invasive cardiac procedures and on mortality after acute myocardial infarction. *N Engl J Med* 1999;341:1359–67.
30. Roger VL, Jacobsen SJ, Weston S, et al. Trends in the incidence and survival of patients with hospitalized myocardial infarction, Olmsted County, Minnesota, 1979 to 1994. *Ann Intern Med* 2002;136:341–8.
31. Calle EE, Thun MJ, Petrelli JM, et al. Body-mass index and mortality in a prospective cohort of U.S. adults. *N Engl J Med* 1999;341:1097–1105.
32. Katzmarzyk PT. The Canadian obesity epidemic: An historical perspective. *Obes Res* 2002;666–74.
33. Tanuseputro P, Manuel DG, Leung M et al. Risk factors for cardiovascular disease in Canada *Can J cardio* 2003;19:1249–59.

Annexe 1
Distribution de la VAMP des cardiopathies ischémiques chez les 35 ans et plus, par quintile et par province
(Canada, 1986–2000)

Province/ territoire	Quintile										Total
	I (baisse)		II		III		IV		V (hausse)		
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	
Hommes											
T.-N.-L.	0	0,0	0	0,0	1	10,0	4	40,0	5	50,0	10
Î.-P.-É.	1	33,3	0	0,0	1	33,3	1	33,3	0	0,0	3
N.-É.	2	11,1	5	27,8	6	33,3	3	16,7	2	11,1	18
N.-B.	4	26,7	7	46,7	2	13,3	1	6,7	1	6,7	15
Qué.	30	30,3	24	24,2	17	17,2	12	12,1	16	16,2	99
Ont.	4	8,2	11	22,4	14	28,6	14	28,6	6	12,2	49
Man.	4	17,4	1	4,3	2	8,7	7	30,4	9	39,1	23
Sask.	5	27,8	2	11,1	3	16,7	5	27,8	3	16,7	18
Alb.	1	5,3	4	21,1	4	21,1	4	21,1	6	31,6	19
C.-B.	5	17,9	3	10,7	8	28,6	6	21,4	6	21,4	28
Yn.	1	100,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	1
T.N.-O.	1	20,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	4	80,0	5
Total	58		57		58		57		58		288
Femmes											
T.-N.-L.	0	0,0	1	10,0	1	10,0	5	50,0	3	30,0	10
Î.-P.-É.	0	0,0	0	0,0	1	33,3	1	33,3	1	33,3	3
N.-É.	6	33,3	6	33,3	2	11,1	3	16,7	1	5,6	18
N.-B.	3	20,0	5	33,3	3	20,0	2	13,3	2	13,3	15
Qué.	26	26,3	19	19,2	18	18,2	16	16,2	20	20,2	99
Ont.	5	10,2	13	26,5	14	28,6	9	18,4	8	16,3	49
Man.	7	30,4	1	4,3	5	21,7	2	8,7	8	34,8	23
Sask.	4	22,2	5	27,8	2	11,1	6	33,3	1	5,6	18
Alb.	1	5,3	2	10,5	2	10,5	4	21,1	10	52,6	19
C.-B.	4	14,8	4	14,8	8	29,6	8	29,6	3	11,1	27
Yn.	0	0,0	1	100,0	0	0,0	0	0,0	0	0,0	1
T.N.-O.	0	0,0	0	0,0	0	0,0	1	50,0	1	50,0	2
Total	56		57		56		57		58		284

VAMP = variation annuelle moyenne en pourcentage.

Remarque : quatre comtés ont été exclus, les données étant insuffisantes chez les femmes.

Caractère saisonnier de la MSN au Canada

Membres du comité de rédaction,

Rusen et ses collaborateurs¹ ont affirmé récemment avoir observé un changement dans la prédominance saisonnière des décès par mort subite du nourrisson (MSN) au Canada à la suite de la recommandation de coucher les nourrissons sur le dos et non plus sur le ventre. Leur conclusion est fondée sur une comparaison de l'association entre la cause des décès post-néonataux (MSN ou autres causes) et la saison (quatre trimestres de l'année) au cours de la période 1985–1989 comparativement à la période 1994–1998. L'interprétation de Rusen a été contestée dans une nouvelle analyse effectuée par Mage², lequel a conclu que le caractère saisonnier de la MSN n'avait pas changé.

Selon moi, les analyses de Rusen et de Mage posent toutes deux un problème, car elles n'abordent pas la question épidémiologique la plus pertinente, qui consiste à déterminer si l'évolution saisonnière de la MSN a changé au fil du temps comparativement à celle des décès imputables à d'autres causes. Comme je l'indique ici, certaines considérations d'ordre méthodologique doivent également être soulevées.

La position de Rusen est fondée sur le fait que l'association entre la saison et la cause du décès est statistiquement significative au cours de la période 1985–1989, alors qu'elle ne l'est pas au cours de la période 1994–1998. Malheureusement, je crois que ce type de comparaison n'est pas valide, parce que la signification statistique est influencée non seulement par la force de l'association à l'étude, mais aussi par la taille des échantillons utilisés. Il y a eu beaucoup plus de décès (en fait, 61 % de plus) au cours de la période 1985–1989 qu'au cours de la période 1994–1998 et, par conséquent, même si l'évolution sai-

sonnière était demeurée exactement la même, on devrait s'attendre à obtenir une plus petite valeur p au cours de la première période – et c'est en effet ce qui a été observé. Vu l'artéfact lié à la taille de l'échantillon, on ne peut conclure à d'éventuels changements du caractère saisonnier en se fondant ainsi sur une comparaison des valeurs p .

Les critiques formulées par Mage à l'égard de la position de Rusen reposent en fait sur des préoccupations assez différentes. Mage souligne avec justesse que l'analyse de Rusen ne permet pas de vérifier adéquatement le changement dans la prédominance saisonnière, car il est possible que l'un ou l'autre des deux taux (taux de mortalité par MSN et par d'autres causes) ou les deux aient subi des changements. Il est notamment possible que la distribution saisonnière des décès par d'autres causes ait évolué, tandis que celle des décès par MSN demeurerait inchangée. Dans son analyse, Mage a comparé la fréquence des décès par MSN selon la saison au cours des deux périodes, et il a ignoré les données relatives aux décès par d'autres causes. Il a aussi examiné la concordance entre les fréquences des MSN et les prévisions tirées d'un modèle fondé sur des données recueillies dans un autre pays. La première comparaison a conduit à un résultat non significatif, et l'on a relevé des écarts non significatifs entre les fréquences observées et les fréquences prévues pour les deux périodes. Mage a donc conclu qu'il n'y avait eu aucun changement dans la prédominance saisonnière. (Même après la publication de la critique de Mage, Rusen et ses collaborateurs³ ont réaffirmé leur position et continué de défendre leur méthode d'analyse et leur interprétation initiale.)

En faisant le choix d'analyser uniquement les données relatives aux décès par MSN, Mage a ignoré la possibilité que la mortalité infantile en général ait subi des changements saisonniers. Si de tels changements

s'étaient produits, il ne conviendrait pas alors d'imputer un changement de la prédominance saisonnière de la MSN à des facteurs tels que la recommandation de coucher les nourrissons sur le ventre.

Mage avance que les écarts non significatifs observés dans les fréquences de la MSN par rapport aux prévisions du modèle au cours de chaque période constituent des preuves que la même tendance saisonnière s'applique aux deux périodes. Selon moi, cette approche, encore une fois, tombe dans le piège des comparaisons de valeurs p , et elle ne constitue pas une évaluation *directe* des différences possibles entre les deux périodes sur le plan de la prédominance saisonnière.

Une nouvelle analyse

Je crois qu'il est préférable d'étudier la proportion de l'ensemble des décès qui est due à la MSN, et de prendre en compte les effets globaux des saisons. On devrait plus précisément déterminer si l'évolution saisonnière des décès par MSN a changé, par rapport à l'évolution des décès imputables à d'autres causes. Pour atteindre cet objectif, j'ai appliqué un modèle log linéaire aux données (se reporter au tableau 1), notamment : principaux effets pour la saison, la période et la cause du décès; trois interactions à 2 facteurs entre ces trois variables; et une interaction à 3 facteurs.

Les principaux effets tiennent compte du nombre inégal de décès observés dans les divers niveaux de chaque facteur. Par exemple, le principal effet de la période prend en compte le nombre nettement supérieur de décès recensés au cours de la période 1985–1989 comparativement à la période 1994–1998. Les interactions à deux facteurs représentent les associations entre des paires de variables. Ainsi, l'interaction entre la saison et la période reflète l'ensemble des changements dans

le caractère saisonnier de la mortalité post-néonatale, mais indépendamment des causes particulières de décès. Enfin, l'interaction à 3 facteurs vise à déterminer si l'évolution saisonnière du ratio des décès par MSN et des décès par d'autres causes a changé au fil du temps, ce qui constitue l'intérêt d'importance primordiale ici.

Un simple examen des données révèle qu'il y a eu un nombre beaucoup plus élevé de décès au cours de la première période, dans les deux catégories (décès par MSN et décès par d'autres causes). La mortalité globale semble légèrement inférieure l'été au cours des deux périodes. Le pourcentage de décès par MSN semble légèrement plus élevé au cours de l'hiver et du printemps, et il est moins élevé au cours de la dernière période.

Un test du rapport des vraisemblances maximales pour l'interaction à 3 facteurs s'est avéré non significatif ($p = 0,93$), ce qui indique qu'il n'y a pas eu de changement notable dans la prédominance saisonnière de la MSN au fil du temps, comparativement aux autres causes de décès. Les associations à 2 facteurs de la période et de la saison avec la cause du décès étaient toutes deux significatives ($p = 0,02$ et $p = 0,02$), ce qui donne à penser que la proportion des décès par MSN a fléchi de façon significative au fil du temps (36 % en 1985–1989 comparativement à 31 % en 1994–1998), et l'on observait un excès relatif de MSN au cours de l'hiver et du printemps. L'association entre la période et la saison n'était pas significa-

tive ($p = 0,13$), et ne constituait qu'une faible preuve que la variation saisonnière de la mortalité globale avait changé (dans la direction de différences saisonnières moins prononcées au cours de la période 1994–1998).

En résumé, je conclus que même si la proportion de décès par MSN a varié selon la période et selon la saison, il n'y a eu aucun changement dans l'évolution saisonnière des décès par MSN au fil du temps, comparativement aux changements observés dans le risque global de mortalité néonatale. Cela contredit la conclusion initiale de Rusen, mais s'accorde avec celle de Mage (pour des raisons différentes cependant). L'approche analytique que j'ai utilisée présente l'avantage de prendre en compte d'autres changements dans le risque de mortalité post-néonatale, alors que celle de Mage ignore totalement les données relatives à d'autres causes de décès. Bien que, sur le plan qualitatif, ma conclusion soit conforme à celle de Mage en ce qui concerne ces données en particulier, je crois, de façon générale, qu'il est préférable de prendre en compte les dénominateurs épidémiologiques appropriés (dans le cas présent, la totalité des décès).

SD Walter
Département d'épidémiologie
clinique et de biostatistique
Université McMaster
Hamilton (Ontario)
walter@mcmaster.ca

Références

1. Rusen ID, Liu S, Sauve R, Joseph KS, Kramer MS. La mort subite du nourrisson au Canada : tendances relatives aux taux et aux facteurs de risque, 1985–1998. *Maladies chroniques au Canada*. Hiver 2004;25(1):1–6.
2. Mage DT. Le caractère saisonnier de la MSN au Canada entre 1985–1989 et 1994–1998. *Maladies chroniques au Canada*. 2005 Automne;26(4):133–4.
3. Rusen ID. Lettre (réponse à Mage). *Maladies chroniques au Canada*. 2005 Automne;26(4):135.

TABLEAU 1
Décès post-néonataux par MSN et par d'autres causes au Canada,
1985–1989 et 1994–1998

Saison	Cause du décès 1985–1989			Cause du décès 1994–1998		
	MSN	Autres causes	Total	MSN	Autres causes	Total
Hiver (janv–mars)	331 (36 %)*	590 (64 %)	921 (28 %)+	173 (33 %)*	352 (67 %)	525 (25 %)+
Printemps (avr–juin)	283 (36 %)	510 (64 %)	793 (24 %)	169 (31 %)	371 (69 %)	540 (26 %)
Été (juill–sept)	229 (31 %)	502 (69 %)	731 (22 %)	139 (30 %)	330 (70 %)	469 (23 %)
Automne (oct–déc)	282 (31 %)	622 (69 %)	904 (27 %)	155 (28 %)	390 (72 %)	545 (26 %)
Total	1 125 (36 %)	2 224 (64 %)	3 349 (100 %)	636 (31 %)	1 443 (69 %)	2 079 (100 %)

* Pourcentage de l'ensemble des décès imputables à la MSN, par saison.

+ Le pourcentage indique la distribution saisonnière de l'ensemble des décès.

Une invitation à définir la plateforme de recherche sur le cancer de l'Ontario : Compte rendu de l'Atelier sur la cohorte ontarienne de cas de cancer

Fredrick D Ashbury, Victoria A Kirsh, Nancy Kreiger, Scott T Leatherdale et John R McLaughlin

Introduction

Un engagement naissant entre le gouvernement canadien, les organismes de financement et les communautés scientifique et clinique pour réduire le fardeau croissant du cancer permettra de promouvoir la découverte de nouveaux facteurs étiologiques, le transfert des connaissances et la lutte contre le cancer. À cette fin, l'intérêt d'une vaste plateforme de recherche longitudinale sur le cancer est bien connu. Un tel programme de recherche intégrative et populationnelle permet la réalisation d'un large éventail d'études novatrices qui auront des répercussions importantes sur la prévention et le dépistage précoce du cancer, ainsi que sur l'issue des traitements. Un groupe multidisciplinaire composé de scientifiques et de professionnels de la santé chevronnés (annexe 1) s'est réuni pour jeter les bases du programme de recherche lors d'un atelier qui s'est déroulé les 20 et 21 mars 2006.

L'atelier avait pour but 1) d'esquisser la vision, l'orientation et les stratégies d'un plan intégré de recherche sur le cancer pour l'Ontario, 2) d'établir une équipe transdisciplinaire de chercheurs accomplis des quatre coins de l'Ontario, 3) de déterminer les structures et les processus essentiels à la conception d'un programme, 4) de définir les travaux préparatoires re-

quis, 5) de cerner les méthodes existantes et celles qui devront être élaborées, et 6) de définir, dans les grandes lignes, le contenu de projets pilotes et d'études de faisabilité.

Une ébauche de proposition d'une initiative de recherche d'une durée de deux ans (la première phase d'un vaste plan de recherche sur le cancer élaboré pour l'Ontario) a été envoyée aux participants. On leur a également fourni un aperçu des principaux projets d'analyse de cohorte sur le cancer ainsi qu'une sélection d'articles¹⁻⁴.

Le Dr Robert Hiatt a prononcé le discours-programme « Cohorts: A vehicle for transdisciplinary science » (« les cohortes : un outil au service de la science transdisciplinaire »). Un débat dirigé d'experts a suivi afin de cerner les principaux points à considérer dans l'élaboration d'un plan de recherche pour l'Ontario. De petits groupes de discussion thématique animés (portant sur la collectivité, l'épidémiologie, la génomique et les services de santé) ont ensuite abordé des questions précises sur la planification de la recherche. Le Dr John Potter a présenté « Towards the last cohort » (« vers la dernière cohorte »), suivi d'une discussion de l'ensemble des délégués sur les éléments fondamentaux du plan de recherche, les possibilités et les recommandations.

Discussions

Le Dr Hiatt a parlé du programme international de recherche sur le cancer et des occasions de promouvoir les projets de recherche de grande envergure, de cibler les cohortes existantes et de discuter du rôle des consortiums sur le cancer. Il a fait ressortir l'importance de la pensée transdisciplinaire et présenté un cadre de recherche permettant de s'attaquer aux déterminants de la santé et aux disparités en matière de santé.

Le Dr Hiatt a déclaré que la science transdisciplinaire était pertinente pour plusieurs raisons. D'abord parce qu'une cohorte importante constitue une plateforme permettant de répondre à de nombreuses questions intéressant des disciplines multiples. Ensuite, parce que les données tirées d'une étude de cohorte à grande échelle trouvent des applications dans un éventail de contextes. En outre, l'échange et l'exploitation des connaissances inciteront les organisations, les gouvernements et les systèmes à emboîter le pas et, finalement, parce qu'une étude de cohorte exige une planification de longue haleine et un appui général. Une démarche transdisciplinaire peut contribuer à réduire efficacement le fardeau du cancer, même si elle comporte certains écueils, dont un engagement financier substantiel, des contraintes logistiques et des problèmes afférents aux

Coordonnées des auteurs

Victoria A Kirsh, Scott T Leatherdale, John R McLaughlin, Division of Preventive Oncology, Cancer Care Ontario; Department of Public Health Sciences, Toronto (Ontario) Canada

Nancy Kreiger, Division of Preventive Oncology, Cancer Care Ontario; Departments of Public Health Sciences, Nutritional Sciences, and Health Policy, Management and Evaluation, Université de Toronto (Ontario) Canada

Fredrick D Ashbury, Department of Health Policy, Management and Evaluation, Université de Toronto, Ontario; PICEPS Consultants, Inc., Ajax (Ontario) Canada

Correspondance : Victoria A Kirsh, Division of Preventive Oncology, Cancer Care Ontario, Toronto (Ontario) Canada M5G 2L6; télécopieur : (416) 971-9800; courriel : vicki.kirsh@cancercare.on.ca

examens en vue de l'attribution de postes permanents et aux examens du mérite.

L'exposé du Dr Potter portait essentiellement sur les prédispositions génétiques et les expositions environnementales en tant que facteurs étiologiques du cancer. À l'échelle mondiale, les taux de cancer varient de 10 à 200 ordres de grandeur d'une région géographique à l'autre et, sur une période de 50 ans, des variations pouvant atteindre 10 ordres de grandeur ont été observées dans une même région géographique. Ces écarts ne peuvent s'expliquer que par des différences sur le plan de l'exposition environnementale ou par des interactions gènes-expositions.

Nous serons bientôt capables de caractériser les génotypes et les haplotypes avec une précision et une efficacité accrues, et nous devrions pouvoir recueillir des données de grande qualité tant sur les personnes que sur leurs antécédents d'exposition, ainsi que sur les échantillons de tissus biologiques et l'issue des maladies. En outre, une caractérisation moléculaire perfectionnée des sous-types de cancer permet d'établir un lien entre, d'une part, les résultats et, d'autre part, l'exposition ainsi que les réactions génétiques et thérapeutiques. Des sous-ensembles homogènes de maladies peuvent être associés à des expositions particulières et présenter des réactions thérapeutiques et des pronostics distincts.

Le Dr Potter a conclu que le temps est venu d'établir de nouvelles cohortes, peut-être dans le cadre d'une collaboration internationale. Le danger est de disposer de la technologie adéquate pour procéder au séquençage génomique et aux essais de protéomique à haut rendement sur de très vastes pans de population, sans avoir l'infrastructure de recherche nécessaire pour en tirer profit au maximum.

Ces exposés terminés, les délégués se sont penchés sur plusieurs questions importantes :

Devons-nous tabler sur les cohortes existantes ou former une nouvelle cohorte?

Tabler sur les cohortes existantes signifie réduire quantitativement et qualitativement les données à leurs plus petits dénominateurs communs. De plus, bon nombre des cohortes subsistantes offrent une hétérogénéité ethnoraciale restreinte qui limite les études potentiellement pertinentes sur la variation génétique ou la variation des expositions environnementales. L'âge des membres des cohortes existantes restreint également les questions; beaucoup de ces cohortes sont composées de participants d'âge avancé, chez lesquels les résultats à l'étude sont peut-être déjà survenus.

En revanche, si l'établissement d'une nouvelle cohorte nécessite des ressources substantielles, elle offre une occasion inégalée d'aborder des questions importantes liées à la recherche. Des mesures améliorées, des démarches multigénérationnelles et des recherches centrées sur des populations de jeunes gens pourraient, somme toute, mener à des interventions préventives uniques sur le plan de la réduction des taux de maladies et des coûts liés à la santé.

Quelle est la valeur ajoutée d'une étude de cohorte ontarienne?

L'Ontario constitue un site de choix pour accueillir une telle initiative. Entre autres avantages, la province est dotée d'un registre du cancer de grande qualité, d'une capacité de couplage de dossiers considérable, de techniques de collecte et d'extraction avant-gardistes de données, et d'un accès à des bases de données administratives qui faciliteront la mise en évidence des résultats et des profils d'utilisation des services de santé au sein de la population. L'intérêt central accordé à l'étiologie et aux découvertes, combiné aux études de politiques influant sur la santé publique, fera d'une telle cohorte un outil de premier ordre pour la promotion de découvertes et l'application de nouvelles connaissances à la population ontarienne, ce qui augmentera la valeur de cette cohorte aux yeux des décideurs du gouvernement et du système de santé.

Dans les études, quelle importance devrait-on accorder à l'uniformité des procédures et des mesures?

L'uniformité rend possible l'échange de données et l'établissement d'un consortium qui s'étend au-delà de l'Ontario, et accroît l'utilité en permettant de répondre aux questions d'intérêt mondial. L'uniformité des méthodes de prélèvement de tissus biologiques est peut-être plus importante que celle des questionnaires et d'autres formulaires d'autodéclaration des données d'exposition, puisque ces derniers doivent varier pour tenir compte des données d'exposition propres à la population à l'étude (les questionnaires sur la fréquence des aliments consommés doivent être adaptés aux aliments qui sont réellement disponibles).

Le projet devrait-il être limité aux données pertinentes à la recherche sur le cancer ou inclure également des données permettant de mieux comprendre d'autres maladies?

Il se dégage un solide consensus sur la nécessité de recueillir un large éventail de données de portée étendue pour qu'il soit éventuellement possible d'analyser l'issue de maladies autres que le cancer. Nombre de processus biologiques (p. ex. prolifération cellulaire, inflammation, apoptose, transmission des signaux cellulaires) sont associés à de nombreuses maladies. En outre, les expositions dignes d'intérêt sont communes à l'ensemble des maladies graves, autrement dit, elles pourraient être obtenues à un coût minime une fois la cohorte constituée. Finalement, une perspective élargie pourrait accroître l'intérêt de financer une telle activité, en plus d'accélérer le recrutement des participants qui composeront la cohorte.

La cohorte se prêtera-t-elle aux études d'intervention en population?

L'intégration d'analyses d'expériences naturelles pouvant survenir au cours de la vie de la cohorte (p. ex. initiatives des unités de la santé publique, programmes locaux d'abandon du tabac) a fait l'objet d'une discussion. Les inconvénients liés à l'évaluation d'interventions directes ont trait aux biais liés à la collecte de données

ainsi qu'à une augmentation potentielle du fardeau des répondants.

En quoi ce projet de cohorte correspond-t-il aux besoins des futurs bailleurs de fonds?

La direction et la gouvernance du programme devraient accorder une attention particulière aux aspects scientifiques et aux effets sur la santé. À court terme, deux types complémentaires de direction sont envisagés : l'une faisant appel à des meneurs capables d'interagir avec les intervenants (ou de les représenter) et de négocier avec les bailleurs de fonds potentiels; l'autre, à des meneurs qui gèreront l'élaboration de la plateforme dans son ensemble et les propositions de recherche subséquentes. Ces deux groupes de dirigeants ne s'excluent pas mutuellement et chacun doit collaborer pleinement envers l'autre.

Recommandations

Les participants à l'atelier ont fortement recommandé l'établissement d'une cohorte longitudinale à grande échelle, qui servirait de plateforme intégrée de recherche sur le cancer en Ontario. Une équipe multidisciplinaire solide, composée de chercheurs chevronnés des quatre coins de l'Ontario, a appuyé le concept et est prête à collaborer à la concrétisation de cette initiative d'envergure. Il est également ressorti de l'atelier que la science transdisciplinaire est indispensable si l'on veut exploiter au maximum la valeur d'un projet de cohorte. Cela signifie la participation et l'interaction constante de scientifiques et de dirigeants de la santé publique provenant de milieux disciplinaires multiples, qui exercent dans un environnement où la population constitue un laboratoire de recherche en santé. On observe un enthousiasme et un engagement considérable au sein de la communauté des scientifiques et des professionnels de la santé publique; le défi principal consiste donc à maintenir les niveaux d'intérêt et de financement nécessaires à mesure que les travaux préparatoires avancent.

Des études préparatoires et pilotes ainsi que des explorations préliminaires sont essentielles pour combler certaines lacunes

sur le plan des connaissances et démontrer les manières optimales de procéder. Les activités préliminaires porteront sur différents aspects, dont les suivants :

- analyses de l'environnement de programmes de recherche d'envergure afin de cibler les structures organisationnelles et les structures de gouvernance propices à une gestion rationalisée, à des gains d'efficacité et une participation maximum, et à l'exploitation optimale des données.
- méthodes pour recruter et retenir des populations minoritaires et souvent marginalisées, notamment les communautés autochtones de l'Ontario, les immigrants qui ne parlent pas l'anglais et les sans-abri;
- examens de la littérature afin de relever des méthodes optimales de collecte de renseignements sur les mesures comportementales et biologiques de l'exposition et du résultat;
- exploration de nouvelles techniques pouvant faciliter la collecte de renseignements auprès d'une vaste cohorte;
- sensibilisation des partenaires de l'industrie et d'autres intervenants du secteur privé, afin de préciser la valeur commerciale du projet de cohorte et de définir des domaines de recherche mutuellement avantageux;
- évaluation des options d'échantillonnage.

Les groupes de travail doivent achever les travaux préliminaires pour réaliser certaines études pilotes et amorcer la rédaction des demandes de financement des activités de mesure de l'exposition, d'échantillonnage et de manipulation d'échantillons de tissus biologiques, pour ne nommer que celles-ci. Toute la communauté scientifique est invitée à participer, y compris les professionnels exerçant en épidémiologie, biostatistique, santé publique, recherche clinique, transfert de technologie, histoire, économie, géographie, anthropologie, sociologie et sciences politiques. Au cours de la première année, il s'agira de cibler des personnes (ou des équipes) motivées, d'établir une structure de gouvernance, de désigner une équipe dirigeante, de créer des groupes de travail

qui se consacreront à l'établissement du protocole, de nommer un ou des responsables des activités de liaison avec des intervenants et des organismes de financement potentiels, et de sélectionner le personnel chargé d'appuyer l'élaboration du protocole. Au cours de la phase préparatoire, il faudra terminer les études pilotes et les analyses de l'environnement, choisir des méthodes de collecte de données, désigner des centres de recherche et évaluer les besoins en infrastructures, et élaborer un protocole détaillé. Les structures de direction et de gouvernance garantiront l'exécution des travaux dans le respect des délais et de la démarche scientifique. Un comité consultatif scientifique aidera à donner l'ouverture d'esprit nécessaire, à thésauriser sur les possibilités transdisciplinaires et à élaborer des plans pour le financement des activités.

C'est là un plan de travail ambitieux; toutefois, il offre de grandes possibilités d'accroître les connaissances acquises grâce à la recherche, de fournir des pistes pour promouvoir l'innovation et le développement économique, et d'influer sur la santé publique et les politiques en matière de santé.

Remerciements

Cet atelier a été financé par la PRCO. Nous tenons à remercier le D^r Bob Philipps et M^{me} Michelle Noble, sans lesquels la réalisation de l'atelier n'aurait pas été possible. Les organisateurs aimeraient également remercier les D^{rs} Roy Cameron, Heather Bryant, Julian Little R. et Lawrence Paszat, qui ont facilité les petits groupes de discussion. Merci aussi aux participants venus de tous les coins de l'Ontario pour discuter de cette initiative importante, et dont les commentaires et conseils nous ont été très précieux. Les auteurs aimeraient souligner la contribution du personnel de l'unité de recherche de la Division d'oncologie préventive d'Action Cancer Ontario, entre autres, le petit groupe de preneurs de notes, soit M. Peter Campbell, M^{me} Vicki Nadalin et M^{me} Jocelyne Strath, ainsi que M^{me} Petya Pisan, pour l'aide administrative et organisationnelle apportée.

Références

1. Best A, Hiatt RA, Cameron R, Rimer BK, Abrams DB. The evolution of cancer control research: an international perspective from Canada and the United States. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2003;12:705-12.
2. Hayes RB, Sigurdson A, Moore L, et al. *Mutation Res.* 2005;592:147-54.
3. Potter JD. Toward the last cohort. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2004;13(6): 895-7.
4. Prentice RL, Willett WC, Greenwald P, et al. Nutrition and physical activity and chronic disease prevention: research strategies and recommendations. *J Natl Cancer Inst.* 2004;96(17):1276-87

Annexe 1 Liste des participants

Irene Andrulis

Réseau ontarien d'étude sur le cancer et l'hérédité
Action Cancer Ontario

Michael Archer

Sciences de la nutrition
Faculté de médecine de l'Université de Toronto

Kristan Aronson

Community Health & Epidemiology
Université Queen

Fred Ashbury

PICEPS Consultants, Inc.

Nicholas Birkett

Épidémiologie et médecine communautaire
Université d'Ottawa

Laurent Briollais

Samuel Lunenfeld Research Institute
Mount Sinai Hospital

Patrick Brown

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

K Stephen Brown

Statistiques et sciences actuarielles
Université de Waterloo

Heather Bryant

Alberta Cancer Board

Roy Cameron

Centre de recherche sur le comportement et d'évaluation des programmes (SCC/l'NCC)
Université de Waterloo

Anna Chiarelli

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

Michelle Cotterchio

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

Roger Deeley

Division of Cancer Biology & Genetics
Université Queen's

Mark Dobrow

Recherche sur les politiques de santé
Action Cancer Ontario

Ahmed El-Sohehy

Sciences de la nutrition
Faculté de médecine de l'Université de Toronto

Gail Eyssen

Sciences de la santé publique
Université de Toronto

Kevin M Gorey

École de service social
Université de Windsor

Tony Hanley

Sciences de la nutrition
Université de Toronto

Shelley A Harris

Épidémiologie et santé communautaire
Université Virginia Commonwealth

Robert A Hiatt

UCSF Comprehensive Cancer Center

Eric Holowaty

Recherche et développement informatiques
Action Cancer Ontario

David Jenkins

Sciences de la nutrition
Université de Toronto

Vicki Kirsh

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

Julia Knight

Samuel Lunenfeld Research Institute
Mount Sinai Hospital

Nancy Kreiger

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

Robert Lafrenie

Programme régional de cancérologie, Centre régional de cancérologie du Nord-Est de l'Ontario

Scott Leatherdale

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

Nancy Lightfoot

École de médecine du Nord de l'Ontario

Julian Little

Épidémiologie et médecine communautaire
Université d'Ottawa

Loraine Marrett

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

Ian McKillop

Faculty of Applied Health Sciences
Université de Waterloo

John McLaughlin

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

Howard Morrison

Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques
Agence de santé publique du Canada

Cam Mustard

Sciences de la santé publique
Université de Toronto

Steven Narod

Centre de recherche sur la santé des femmes
Université de Toronto

Larry Paszat

Scientifique
Institut de recherche en services de santé de l'Ontario

Michael Pollak

Département d'oncologie
Université McGill

Paul Ritvo

Division d'oncologie préventive
Action Cancer Ontario

Paula Robson

Population Health and Information
Alberta Cancer Board

Greg Ross

École de médecine du Nord de l'Ontario

Calendrier des événements

du 26 au 29 octobre 2006 Berlin, Allemagne	The World Congress on Controversies in Obesity, Diabetes and Hypertension	courriel : codhy@codhy.com < www.codhy.com >
du 3 au 6 décembre 2006 Winnipeg (Manitoba) Canada	Agence de santé publique du Canada 7 ^e Conférence canadienne sur l'immunisation	courriel : ImmunConf2006@phac-aspc.gc.ca < www.phac-aspc.gc.ca/cnic-ccni/ index_f.html >
du 3 au 7 décembre 2006 Le Cap, Afrique du Sud	International Diabetes Federation 19 th World Diabetes Congress	courriel : info@idf.org < www.idf2006.org >

MCC : Information à l'intention des auteurs

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle dont les articles de fond sont soumis à un examen par les pairs. La revue s'intéresse particulièrement à la prévention et la lutte contre les maladies non transmissibles et les traumatismes 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, et l'économie ou les services de la santé. La revue s'efforce de stimuler la communication au sujet des maladies chroniques et des traumatismes entre les professionnels en santé publique, les épidémiologistes et chercheurs, 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 l'Agence de santé publique du Canada, nous acceptons des articles d'auteurs des secteurs public et privé. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCC ni celles de l'Agence de santé publique du Canada.

Types d'articles

Article de fond (soumis à un examen par les pairs) : 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, ou de documents de méthodologie.

Rapport de la situation : Description des programmes, des études ou des systèmes d'information ayant trait à la santé publique canadienne (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Rapport de conférence/d'atelier : Résumés d'événements d'envergure récents ayant des liens avec la santé publique nationale (ne doit pas dépasser 1 200 mots). Sans résumé.

Forum pancanadien : Les auteurs peuvent partager de l'information portant sur les résultats de surveillance, des programmes en cours d'élaboration ou des initiatives liées à la politique en matière de la santé publique, tant au niveau national que régional (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Lettre au rédacteur : L'on envisage la publication des observations au sujet d'articles récemment parus dans MCC (maximum 500 mots). Sans résumé.

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

Présentation des manuscrits

Les manuscrits doivent être adressés à la rédactrice en chef, *Maladies chroniques au Canada*, 130 chemin Colonnade, Indice de l'adresse (MCC) : 6501G, Ottawa (Ontario) K1A 0K9, courriel : cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca.

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.amc.ca > 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 affiliation, 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.

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 un numéro récent 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 : Seulement les graphiques vectorisés sont acceptables. 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 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 : Par courrier – une version complète avec tableaux et figures; une copie de tout matériel connexe, et une copie du manuscrit sur disquette. Par courrier – au cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca et lettre d'accompagnement par télécopieur ou courrier à l'adresse indiquée à la couverture avant intérieure.

MCC : Information à l'intention des auteurs

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle dont les articles de fond sont soumis à un examen par les pairs. La revue s'intéresse particulièrement à la prévention et la lutte contre les maladies non transmissibles et les traumatismes 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, et l'économie ou les services de la santé. La revue s'efforce de stimuler la communication au sujet des maladies chroniques et des traumatismes entre les professionnels en santé publique, les épidémiologistes et chercheurs, 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 l'Agence de santé publique du Canada, nous acceptons des articles d'auteurs des secteurs public et privé. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCC ni celles de l'Agence de santé publique du Canada.

Types d'articles

Article de fond (soumis à un examen par les pairs) : 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, ou de documents de méthodologie.

Rapport de la situation : Description des programmes, des études ou des systèmes d'information ayant trait à la santé publique canadienne (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Rapport de conférence/d'atelier : Résumés d'événements d'envergure récents ayant des liens avec la santé publique nationale (ne doit pas dépasser 1 200 mots). Sans résumé.

Forum pancanadien : Les auteurs peuvent partager de l'information portant sur les résultats de surveillance, des programmes en cours d'élaboration ou des initiatives liées à la politique en matière de la santé publique, tant au niveau national que régional (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Lettre au rédacteur : L'on envisage la publication des observations au sujet d'articles récemment parus dans MCC (maximum 500 mots). Sans résumé.

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

Présentation des manuscrits

Les manuscrits doivent être adressés à la rédactrice en chef, *Maladies chroniques au Canada*, 130 chemin Colonnade, Indice de l'adresse (MCC) : 6501G, Ottawa (Ontario) K1A 0K9, courriel : cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca.

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.amc.ca > 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.

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 un numéro récent 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 : Seulement les graphiques vectorisés sont acceptables. 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 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 : Par courrier – une version complète avec tableaux et figures; une copie de tout matériel connexe, et une copie du manuscrit sur disquette. Par courriel – au cdic-mcc@phac-aspc.gc.ca et lettre d'accompagnement par télécopieur ou courrier à l'adresse indiquée à la couverture avant intérieure.