



Maladies chroniques au Canada

Volume 21, n° 3
2000

Dans ce numéro

-
- 101 **Mobilité et survie des patients âgés atteints de démence :
résultats de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada**
Athanosios Tom Koutsavlis et Christina Wolfson
-
- 113 **Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être
au Québec**
Robert Pampalon et Guy Raymond
-
- 123 **Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après
la profession ou la zone postale**
Raywat Deonandan, Karen Campbell, Truls Ostbye, Ian Tummon et James Robertson
-
- 129 **Estimation du tabagisme chez les jeunes Canadiens et Canadiennes**
William Pickett, Anita Koushik, Taron Faelker et K. Stephen Brown
-
- 139 **La prévalence du diabète chez les Cris de l'ouest de la baie James**
David A.L. Maberley, Will King et Alan F. Cruess
-
- 145 **Rapport de la situation
Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques,
et préparation de la sortie graphique**
Long On, Robert M. Semenciw et Yang Mao

(suite au verso)

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

Santé Canada

Table des matières (suite)

148	Recensions de livres
	Qualitative Research Methods: A Health Focus <i>Connie Kristiansen (a fait la recension)</i>
	Social Epidemiology <i>Cam Mustard (a fait la recension)</i>

151	Calendrier des événements
------------	----------------------------------

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



Mobilité et survie des patients âgés atteints de démence : résultats de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada

Athanasios Tom Koutsavlis et Christina Wolfson

Résumé

Pour déterminer les aspects de la mobilité qui permettent de prédire la durée de vie des personnes âgées souffrant de démence, nous avons suivi pendant deux ans une cohorte de sujets atteints de démence provenant de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada. Sept cent quarante-neuf des sujets étaient atteints de la maladie d'Alzheimer et 208 de démences vasculaires. Au nombre des aspects de la mobilité qui ont permis de prédire le décès au cours de la période de suivi de deux ans, mentionnons la difficulté à s'habiller (RC = 2,08, IC à 95 % : 1,41–3,07), la difficulté à se déplacer (RC = 1,69, IC à 95 % : 1,18–2,40), des antécédents de chutes (RC = 1,43, IC à 95 % : 1,05–1,94), une démarche anormale (RC = 1,61, IC à 95 % : 1,08–2,40) et une force motrice anormale (RC = 1,51, IC à 95 % : 1,07–2,15). Des paramètres sociodémographiques comme l'âge avancé et le sexe (masculin) sont également d'importants prédicteurs de la réduction de l'espérance de vie. Ces associations peuvent présenter de l'utilité pour les cliniciens et les professionnels de la santé en leur fournissant des données pronostiques à l'intention des familles des patients et en leur suggérant les domaines sur lesquels concentrer les interventions visant à rallonger l'espérance de vie.

Mots clés : démence; mobilité; prédicteurs; survie

Introduction

La vieillesse est malheureusement trop souvent marquée par une détérioration des fonctions neurologiques. En 1978, le coût annuel de prise en charge des patients atteints de démence aux États-Unis, où la démence est la principale affection débiliteuse chez plus de la moitié des résidents des centres de soins infirmiers, a été de 12 milliards de dollars, et le coût prévu en l'an 2030 s'établit à 30 milliards de dollars (en dollars de 1978)¹. Au Canada, les estimations de prévalence en 1991 portaient à croire que sur l'ensemble des Canadiens âgés de 65 ans et plus, 252 600 (8,0 %) répondaient aux critères de la démence². Si ces estimations restent constantes, le nombre de Canadiens atteints de démence passera à 592 000 d'ici 2021². Selon une étude réalisée en 1998 par Hux et coll., les coûts annuels de prise en charge de chaque cas de maladie d'Alzheimer (MA) au Canada varient entre 9 451 \$ pour une affection légère et 36 794 \$ (dollars canadiens de 1996) pour une affection grave³.

Diverses études menées en établissement et dans la collectivité révèlent que la survie est nettement réduite chez les patients atteints de MA et de démences vasculaires (DV)⁴⁻⁶. À l'heure actuelle, la progression de la démence est irréversible^{7,8}; les données pronostiques revêtent donc beaucoup d'importance pour traiter cet état et répartir les ressources⁹. Plusieurs facteurs pronostiques ont été analysés : âge avancé⁹⁻¹³, sexe masculin^{6,9,10,13-15}, incapacité fonctionnelle (mobilité)^{6,8-10,16-19}, gravité de la démence^{4,5,8-11,14,15}, âge d'apparition des premiers symptômes^{8,9,11,12,16}, niveau de scolarité du sujet^{9,10,12,14,15}, signes extrapyramidaux (SEP)^{11,20-22} et comorbidité^{1,5,8-14}. Dans la littérature, seuls l'âge, le sexe et la mobilité affichent une corrélation systématique avec une survie écourtée, et étant donné que seule la mobilité peut être modifiée, c'est un facteur pronostique vital de la démence.

On part de l'hypothèse qu'une mobilité réduite compromet la survie en multipliant les risques de chutes et également de maladies secondaires attribuables à

Références des auteurs

Athanasios Tom Koutsavlis, Centre d'épidémiologie clinique et de recherche en santé publique, Hôpital général juif; et Département d'épidémiologie et de biostatistique, Université McGill; et Résident en médecine communautaire, Direction de la santé publique de Montréal-Centre, Montréal (Québec)

Christina Wolfson, Directrice, Centre d'épidémiologie clinique et de recherche en santé publique, Hôpital général juif; et Professeure associée, Départements d'épidémiologie et de biostatistique et de la médecine, Université McGill, Montréal (Québec)

Correspondance : D' Athanasios Tom Koutsavlis, Santé du travail et de l'environnement, Direction de la santé publique de Montréal-Centre, 1301, rue Sherbrooke Est, Montréal (Québec) H2L 1M3; Téléc. : (514) 528-2459; Courriel : kouts96@med.mcgill.ca

TABLEAU 1
Examen des études dans lesquelles la mobilité est un facteur pronostique de survie chez les sujets atteints de démence

Auteurs (année)	Taille de l'échantillon (N)	Années de suivi	Type de démence	Définition de la mobilité	Mesure de l'association (IC à 95 %)
Knopman et coll. (1988) ¹⁷	101	2	Maladie d'Alzheimer (MA)	Échelle d'évaluation de la démence de Blessed	RC = 2,2 (p = 0,03)
Walsh et coll. (1990) ⁸	126	6	MA	Erreur et tomber	RR = 3,1 (1,4–6,6)
van Dijk et coll. (1992) ¹⁹	606	8	MA, démence plurilacunaire (DP)	Échelle gériatrique de Stockton	RC = 1,7 (p < 0,05)
Bracco et coll. (1994) ¹⁶	145	9	MA	Échelle d'évaluation de la démence de Blessed	FM = 2,11 (1,13–3,92)
Molsa et coll. (1995) ⁶	333	14	MA, DP	Incapacité déterminée en fonction du besoin d'aide dans le cadre des activités quotidiennes	MA : RR = 1,15 (0,86–1,55) DP : RR = 2,32 (1,39–3,88)
Heyman et coll. (1996) ¹⁰	1 036	7	MA	Échelle d'évaluation de la démence de Blessed	FM = 1,09 (1,04–1,14)
Bowen et coll. (1996) ¹⁸	327	6,5	MA	Échelle d'évaluation de la démence de Blessed	RC = 2,7 (1,7–4,5)
Aguero-Torres et coll. (1998) ⁹	223	7	Toutes les démences	Échelle des activités de la vie quotidienne de Katz	FM = 1,20 (1,09–1,33)

IC = intervalle de confiance; RC = rapport de cotes; RR = risque relatif; FM = force de morbidité

l'immobilité⁸. Les sujets atteints de MA sont particulièrement vulnérables aux chutes et aux fractures par rapport aux personnes du même âge sans démence⁸. Les fractures ont généralement pour effet d'immobiliser encore davantage les patients. Cette immobilité leur fait courir d'autres risques d'affections potentiellement mortelles comme une embolie pulmonaire ou une pneumonie de déglutition⁸.

Les études antérieures qui ont révélé l'intérêt pronostic de la mobilité comme prédicteur de la survie des patients atteints de démence comportent toutefois des problèmes méthodologiques (tableau 1)^{6,8–10,16–19}. De nombreuses populations étudiées se composaient de sujets provenant de cliniques gériatriques et de démence, d'hôpitaux psychiatriques et de centres de soins infirmiers^{8,16,17,19}, souvent avec une surreprésentation des cas avancés. L'objectif de toutes ces études antérieures était de détecter les prédicteurs du pronostic de la maladie^{6,8–10,16–19}, et à notre connaissance, aucune n'a porté exclusivement sur la mobilité. La plupart étaient uniquement axées sur la maladie d'Alzheimer^{8,10,16–18}, et une seule étude récente portait sur l'ensemble des types de démences⁹.

Enfin, et surtout, la définition de la mobilité est mal établie dans la plupart de ces études. On a utilisé un vaste éventail d'indicateurs indirects de la mobilité, comme l'échelle des activités de la vie quotidienne (AVQ) de Katz^{9,23}, l'échelle d'évaluation de la démence de Blessed^{10,16–19,24} et l'échelle d'évaluation gériatrique

de Stockton^{19,25}. C'est également le cas en dehors du domaine de la démence^{26–31}. Aucune de ces études ne réunissait toutefois l'ensemble des aspects importants de la mobilité. Le regroupement des caractéristiques qui englobent les AVQ, les chutes, les déplacements, la démarche et les troubles de l'appareil moteur aboutirait à une définition instrumentale fort utile de la mobilité. Une combinaison des mesures des AVQ et des variables cliniques serait exceptionnelle pour l'étude de la mobilité et de la démence.

La prévalence élevée de la démence chez les personnes âgées, l'augmentation rapide des effectifs dans le segment le plus âgé de la population dans les pays industrialisés et l'absence de traitements efficaces permettant d'inverser le cours de la maladie soulignent la nécessité de déterminer les facteurs qui sont associés à un pronostic favorable dans le cas de la démence⁹. L'objectif de la présente étude, qui est une évaluation étalée sur deux ans de 957 sujets atteints de démence, est de déceler les aspects de la mobilité qui permettent de prédire la survie des sujets âgés atteints de démence.

Méthodes

Cadre et participants

L'étude fait appel à des sujets provenant de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada – Partie 1 (ESVC-1). L'ESVC-1 est une enquête nationale réalisée en 1991-1992 en vue d'estimer la prévalence de la

démence et de ses sous-types; les méthodes utilisées dans le cadre de cette étude ont été décrites ailleurs avec force détails². Bref, l'enquête a porté sur un échantillon représentatif de personnes âgées d'au moins 65 ans vivant dans la collectivité et en établissement dans les 10 provinces du Canada. Trente-six villes et régions rurales périphériques ont été choisies au moyen d'un échantillonnage en grappes³²; près de 60 % des Canadiens et des Canadiennes âgés de 65 ans et plus vivaient dans les régions échantillonnées².

L'échantillon vivant dans la collectivité a été extrait des bases de données des régimes provinciaux d'assurance-maladie, à l'exception de l'Ontario où l'on s'est servi des données du recensement. Sur les 19 398 personnes sur les listes de sujets vivant dans la collectivité, 9 008 se sont révélées admissibles et ont accepté de participer à l'étude². L'échantillon vivant en établissement se composait de sujets vivant dans des centres de soins infirmiers, des établissements de soins de longue durée et des logements collectifs comme des couvents. Il comprenait 1 817 sujets, dont 1 255 étaient admissibles et ont accepté de participer².

Dans le cas des participants vivant dans la collectivité, l'enquête s'est déroulée en deux temps. Dans un premier temps, on a interrogé les sujets chez eux après avoir obtenu leur consentement écrit. On leur a administré l'échelle des AVQ des *Older Americans Resources and Services*³³, et on leur a fait subir un mini-examen modifié de l'état mental (3MS)³⁴. Les sujets qui ont obtenu 77 ou moins au mini-examen 3MS (score maximale = 100) ont été classés comme souffrant sans doute d'un déficit cognitif et ont été invités à passer à la deuxième étape de l'étude, qui comportait une évaluation clinique³². Un échantillon aléatoire des sujets ayant obtenu plus de 77 à ce mini-examen a été invité à participer à la deuxième phase afin d'estimer le taux de faux négatif du 3MS. Les sujets vivant en établissement ont été évalués en une seule étape combinant l'entrevue et l'évaluation clinique.

L'examen clinique avait pour but de déceler la présence d'un déficit cognitif et de fournir un diagnostic différentiel de démence². Les critères diagnostiques de la démence sont conformes à la troisième version du *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-III-R)*³⁵. Le diagnostic de la maladie d'Alzheimer reposait sur les critères du *National Institute of Neurological and Communicative Disorders and Stroke* et de la *Alzheimer's Disease and Related Disorders Association*³⁶. On a utilisé une ébauche de la 10^e version de la Classification internationale des maladies pour définir les sous-catégories des démences vasculaires et autres³⁷.

L'examen s'est déroulé en quatre temps. Les membres de l'équipe clinique n'étaient pas au courant de la note obtenue au mini-examen 3MS lors de l'entrevue préliminaire. Dans un premier temps, une infirmière a administré le mini-examen 3MS, testé l'ouïe, la vue et les signes vitaux; mesuré et pesé les sujets et les a interrogés au sujet des médicaments qu'ils prenaient,

avant de se renseigner sur les antécédents cognitifs et familiaux de chacun auprès d'un membre de sa famille en utilisant la section H du *Cambridge Mental Disorders of the Elderly Examination (CAMDEX)*^{2,38}. Dans un deuxième temps, un neuropsychologue a analysé les résultats des tests psychométriques parallèlement aux résultats du CAMDEX et du mini-examen 3MS administré par l'infirmière. Dans un troisième temps, un médecin a analysé les données recueillies par l'infirmière et a examiné le sujet, en évaluant son état mental et en lui faisant subir un examen physique et neurologique. Enfin, les sujets chez qui l'on soupçonnait la présence d'une démence ou d'un délirium ont été invités à se soumettre à des examens hématologiques et biochimiques².

Parmi les catégories diagnostiques finales, il faut mentionner aucun déficit cognitif (ADC), un déficit cognitif non accompagné de démence (DC) et quatre types généraux de démences : MA (maladie d'Alzheimer probable et possible), DV (démence vasculaire), autre démence et démence non classée³². Les autres démences englobaient celles qui résultent de la chorée de Huntington, de la maladie de Creutzfeldt-Jakob, de la maladie de Parkinson, de la maladie de Pick et de traumatismes cranio-cérébraux. Le diagnostic final relatif à chaque sujet a été posé dans le cadre d'une réunion de concertation intégrant toutes les données disponibles sur chaque sujet et à laquelle participaient le médecin, l'infirmière, le psychométricien et le neuropsychologue ayant examiné le sujet.

Pour déterminer la constance du diagnostic, on a procédé de deux façons. Premièrement, on a comparé le diagnostic posé à celui provenant d'un algorithme informatique. Deuxièmement, un médecin d'un autre centre a procédé à l'analyse des données du dossier clinique de 210 sujets. Le taux de concordance entre la classification informatique et le diagnostic final a été de 97,6 % pour ce qui est de la distinction entre la démence et la non-démence et de 97,5 % pour ce qui est de la distinction entre la probabilité de MA et d'autres types de démences³². L'indice kappa de concordance entre le diagnostic de l'étude et le diagnostic posé par le deuxième médecin était de 0,70 pour la classification d'ADC, de DC, de MA et d'autres démences².

La présente étude a consisté à suivre une cohorte de 957 sujets : 272 sujets vivant dans la collectivité chez qui l'on avait diagnostiqué une MA et 77 chez qui l'on avait diagnostiqué une DV; et parmi les sujets vivant en établissement, 477 atteints de MA et 131 de DV. Les sujets ayant fait l'objet d'un diagnostic de démence «autre» et «non classée» ont été exclus de l'étude.

En 1993-1994, soit deux ans après l'ESVC-1, les 18 centres participant à l'étude ont réalisé une étude sur le terrain intitulée Étude de maintien du contact (EMC), dont le but était de reprendre contact avec les participants à l'ESVC-1. On a alors évalué leur état de santé de base, notamment s'ils étaient encore vivants. L'étude ESVC-2 s'est déroulée en 1996-1997 afin de

réévaluer les sujets ayant participé à l'ESVC-1. On a vérifié si chaque sujet appartenant à la cohorte de l'ESVC-1 était en vie ou décédé en utilisant, parallèlement aux données de l'ESVC-2, les données de l'EMC recueillies deux ans après l'examen clinique. Pour connaître la date du décès des sujets, on a interrogé des proches parents et l'on a validé les données à l'aide des registres provinciaux des naissances et des décès. Deux cent soixante-sept sujets atteints de MA et 81 autres atteints de DV étaient alors décédés.

Facteurs pronostiques

Mobilité

Le principal prédicteur auquel s'est attardé cette étude est la mobilité. Les items et les mesures sont extraits de la phase d'examen clinique de l'ESVC-1 et se divisent en cinq grandes catégories : AVQ, déplacements, chutes, troubles de l'appareil moteur et démarche. Ces éléments ont permis d'établir une définition opérationnelle de la mobilité^{4,8-10,16-19,26,28,30}.

Dans la catégorie AVQ, on retrouvait la difficulté à s'habiller. Cet item fait partie de la section de l'évaluation clinique du CAMDEX³⁸. L'entrevue CAMDEX a été menée par une infirmière auprès d'un parent, d'un ami ou d'un aidant qui vivait ou non avec le sujet. Les infirmières ont suivi un programme de formation d'une semaine pour apprendre à administrer le CAMDEX, qui constitue une mesure aussi valide que fiable^{2,38}. Les sujets ont été classés selon qu'ils avaient ou non de la difficulté à s'habiller, ce qui pouvait se traduire par un mauvais alignement des boutons et des boutonnières ou l'incapacité totale à s'habiller seul. Des données sur cette variable étaient disponibles à propos de 926 des 957 sujets. La capacité de marcher et surtout de se déplacer a également été évaluée par le CAMDEX. On a classé les participants comme ayant ou non de la difficulté à se déplacer. Il manquait des données sur cette variable dans le cas de 101 sujets.

Les données sur les chutes antérieures ont été recueillies par les médecins lorsqu'ils ont interrogé les sujets ou un membre de leur famille sur leurs antécédents cliniques. Les évaluations cliniques et physiques des médecins ont été normalisées au moyen d'instruments de formation comme des manuels et des vidéocassettes². Il manquait des données sur les antécédents de chutes à propos de 66 sujets. La force de l'appareil moteur et la démarche ont été évaluées au moyen d'un examen physique. Ces variables ont été classées comme normales, anormales ou impossibles à déterminer. La démarche et la force motrice n'ont pas pu être examinées chez respectivement 34 % et 13 % des sujets.

Covariables

Étant donné que d'autres facteurs, comme l'âge et la comorbidité, se rattachent également à la mobilité, on les définit généralement comme des covariables de l'association mobilité-survie et on en tient compte dans les analyses. Les covariables sociodémographiques ont

été recueillies durant la phase d'évaluation clinique de l'étude. Les données sur l'âge, le sexe et le lieu de résidence étaient complètes. Il manquait des données sur l'état civil dans le cas de huit sujets, et les données sur le niveau de scolarité de 795 des 957 participants étaient disponibles.

D'autres données ont été recueillies sur les covariables d'ordre pathologique, notamment sur le type de démence, sa durée et sa gravité et les fonctions cognitives (3MS). Les sujets ont été classés selon qu'ils avaient fait l'objet d'un diagnostic de MA ou de DV, et la gravité de la démence a été déterminée par les médecins comme étant légère, modérée ou sévère; il manquait des données sur la gravité à propos de 11 sujets. Pour calculer la durée de la démence, on a pris l'âge d'apparition des premiers symptômes de troubles mnésiques (données du CAMDEX) que l'on a soustrait de l'âge au moment de l'évaluation clinique. On disposait de cette information pour 861 des 957 participants. L'examen 3MS visant à évaluer les fonctions cognitives a eu lieu durant la phase d'évaluation clinique et le score a été condensé en quatre catégories (0-29, 30-49, 50-69 et 70-100). Les résultats de 98 sujets n'étaient pas disponibles.

Les données sur les maladies concomitantes ont été recueillies à partir des antécédents cliniques établis par les médecins et du CAMDEX. Les sujets ont été classés selon qu'ils avaient des antécédents positifs ou négatifs de crises cardiaques, d'accidents vasculaires cérébraux, de maladie de Parkinson et de difficultés respiratoires (asthme, bronchite). Aucune donnée sur les crises cardiaques, les problèmes respiratoires, les accidents vasculaires cérébraux et la maladie de Parkinson de 39, 121, 47 et 23 sujets, respectivement, n'était disponible.

Méthodes statistiques

Les analyses descriptives unidimensionnelles et les comparaisons entre toutes les variables pronostiques ont été effectuées à l'aide de distributions simples, des corrélations de Pearson et de tests du chi carré³⁹. Les comparaisons simples entre chaque prédicteur et l'issue de la maladie ont été faites à l'aide de tests du chi carré³⁹. L'effet des facteurs pronostiques sur le taux de survie a été évalué plus à fond au moyen d'un modèle de régression logistique inconditionnelle⁴⁰. Cette technique offre les modèles les mieux adaptés et les plus parcimonieux pour décrire le rapport entre la variable dichotomique liée à la survie et l'ensemble des variables indépendantes sur la mobilité⁴⁰. L'âge, le sexe, le niveau de scolarité et le type de démence occupaient une place importante dans les modèles.

Chaque variable de la mobilité a ensuite été modélisée indépendamment des autres. Les covariables du pronostic possibles ont été entrées successivement. Les quatre variables ayant trait à la comorbidité ont été entrées collectivement. Cette méthode de modélisation a servi à l'analyse de tous les sujets atteints de démence de même qu'aux analyses séparées des sujets vivant dans la

collectivité et en établissement. On a effectué une analyse de régression au moyen de la méthode des indicateurs pour tenir compte des données manquantes⁴¹⁻⁴³ : pour chaque variable dont les valeurs manquaient, on a créé un indicateur des valeurs manquantes^{41,42}, ce qui s'est traduit par une valeur de 1 chaque fois que la variable originale manquait et de 0 dans les autres cas^{41,42}. Les analyses statistiques ont été effectuées au moyen du progiciel statistique SAS⁴⁴.

La mobilité et plusieurs covariables ont été analysées comme d'éventuels prédicteurs de la survie. L'âge a été entré dans les modèles en tant que variable continue. Le sexe (masculin ou féminin), le lieu de résidence (collectivité ou établissement), le niveau de scolarité (< 8 ans ou 8+ ans), le type de démence (MA ou DV), la difficulté à s'habiller (oui ou non), la difficulté à se déplacer (oui ou non), les antécédents de chutes (oui ou non) et toutes les variables de comorbidité (oui ou non) ont été évaluées comme des variables dichotomiques. Enfin, la durée de la maladie (< 2, 3-5, 6+ ans), sa gravité (légère, modérée, sévère), les résultats obtenus au mini-examen 3MS (0-29, 30-49, 50-69 et 70-100), la démarche (normale, anormale, impossible à examiner) et la force motrice (normale, anormale, impossible à examiner) ont été évalués comme des variables catégoriques.

Résultats

Caractéristiques générales

Sur les 957 sujets de l'étude, 749 avaient fait l'objet d'un diagnostic de MA et 208 de DV. L'âge moyen au moment de l'examen clinique était de 85 ans (écart-type = 7,1). Le tableau 2 énumère les principales caractéristiques de base de l'échantillon tandis que le tableau 3 résume les données de base sur la mobilité et la comorbidité.

Dans le cadre d'autres analyses non corrigées, plusieurs caractéristiques sociodémographiques divergent nettement entre les sujets vivant dans la collectivité et ceux qui vivent en établissement. Les sujets vivant dans des établissements sont plus âgés que les sujets vivant dans la collectivité ($p = 0,005$) et comprennent une plus forte proportion de femmes ($p < 0,001$) et de cas de démence plus grave ($p < 0,001$). Aucune différence notable n'a toutefois été constatée dans la proportion de participants plus scolarisés ($p = 0,265$) ni dans la proportion de sujets atteints de MA par rapport à ceux atteints de DV ($p = 0,852$) d'après le lieu de résidence.

La proportion non corrigée de sujets ayant de la difficulté à s'habiller et à se déplacer diverge radicalement selon le lieu de résidence, tout comme la proportion non corrigée de sujets ayant des antécédents de chutes, de problèmes de démarche et de force (tous $p < 0,001$). On a constaté que les antécédents d'accidents vasculaires cérébraux et de maladie de Parkinson étaient plus courants chez les sujets vivant en établissement (respectivement $p = 0,003$ et $p = 0,050$), alors qu'aucune

différence significative au chapitre des crises cardiaques ($p = 0,444$) ou des problèmes respiratoires ($p = 0,150$) n'a été constatée entre les sujets vivant dans la collectivité et ceux vivant en établissement.

L'analyse de corrélation des variables sociodémographiques, de mobilité et de comorbidité a révélé un coefficient de corrélation de Pearson élevé de 0,756 ($p < 0,001$) entre la gravité de la maladie et le score obtenu au mini-examen 3MS. En raison de la fréquence élevée des données manquantes au sujet du mini-examen 3MS (10,2 %) par rapport à la gravité de la maladie (1,1 %), on a exclu la variable du 3MS de toute analyse plus fouillée. Le remplacement de la gravité par le résultat au 3MS dans les analyses a donné des résultats analogues.

Prédicteurs de survie

Les comparaisons simples non corrigées entre chacun des prédicteurs et l'issue de la maladie révèlent que les survivants sont sensiblement plus jeunes ($p < 0,001$) et ont plus de chances d'être du sexe féminin ($p = 0,024$), de vivre dans la collectivité ($p < 0,001$) et d'être atteints d'une forme plus légère de démence ($p < 0,001$) que les sujets décédés (tableau 2). On n'a constaté aucune différence significative entre les survivants et les sujets décédés au chapitre de la scolarité ($p = 0,704$), de la durée de la maladie ($p = 0,067$) ou du type de démence ($p = 0,382$). L'évaluation des variables liées à la mobilité a révélé que les survivants étaient moins nombreux à avoir des antécédents de chutes ($p < 0,001$), de la difficulté à s'habiller ($p < 0,001$), de la difficulté à se déplacer ($p < 0,001$), des problèmes de démarche ($p < 0,001$) et des problèmes de force motrice ($p < 0,001$) (tableau 3). On n'a constaté aucune différence significative au niveau des caractéristiques de comorbidité, notamment de la proportion de sujets ayant des antécédents d'accidents vasculaires cérébraux ($p = 0,060$), de problèmes respiratoires ($p = 0,231$) ou de maladie de Parkinson ($p = 0,082$). Toutefois, on a constaté que des antécédents de crises cardiaques étaient moins probables chez les survivants après deux ans de suivi ($p = 0,047$).

Modélisation de régression

L'effet des facteurs de mobilité et d'autres facteurs pronostiques sur la survie a été évalué plus à fond pour tous les sujets au moyen d'un modèle de régression logistique inconditionnelle (tableau 4). Les modèles 1 à 5 fournissent le rapport de cotes (RC) et les intervalles de confiance à 95 % (IC à 95 %) pour chaque variable de mobilité rajustée en fonction de l'âge, du sexe, du lieu de résidence, du niveau de scolarité, du type de démence, de la gravité de la démence et de l'ensemble des maladies concomitantes. Dans les cinq modèles rajustés pour tenir compte des covariables, les sujets atteints d'un type quelconque de difficulté de mobilité couraient des risques nettement plus élevés d'être morts lors d'un suivi effectué après deux ans. Les modèles rajustés ont également révélé que le risque d'issue défavorable était significativement plus grand chez les sujets qu'on n'avait

TABLEAU 2
Caractéristiques démographiques et cliniques de base de la population de l'étude :
répartition proportionnelle des variables

Caractéristiques de base	Ensemble des sujets n = 957	Sujets en vie ou non après une période de suivi de deux ans			
		Vivants n = 609	Décédés n = 348	Valeur p ^a	
Âge (ans)	65–74	7 %	8 %	3 %	< 0,001
	75–84	36 %	38 %	34 %	
	85+	57 %	54 %	63 %	
Sexe	Masculin	30 %	27 %	34 %	0,024
	Féminin	70 %	73 %	66 %	
Résidence	Collectivité	36 %	44 %	24 %	< 0,001
	Établissement	64 %	56 %	76 %	
État civil ^b	Marié	25 %	24 %	27 %	0,237
	Célibataire, divorcé, veuf	75 %	76 %	73 %	
Niveau de scolarité (années) ^b	Primaire (0–7)	55 %	55 %	54 %	0,703
	Supérieur (8+)	45 %	45 %	46 %	
Type de démence	Maladie d'Alzheimer	78 %	79 %	77 %	0,382
	Démence vasculaire	22 %	21 %	23 %	
Durée de la maladie (ans) ^b	0–2	30 %	31 %	27 %	0,067
	3–5	40 %	38 %	46 %	
	6+	30 %	31 %	27 %	
Gravité de la démence ^b	Légère	22 %	25 %	15 %	< 0,001
	Modérée	38 %	41 %	35 %	
	Sévère	40 %	34 %	50 %	
Score au 3MS ^b	0–29	36 %	31 %	46 %	< 0,001
	30–49	23 %	22 %	26 %	
	50–69	30 %	34 %	22 %	
	70–100	11 %	13 %	6 %	

^a Test 2 brut (non ajusté)
^b Il manque certaines valeurs dans le cas de ces variables, comme nous l'avons vu à la section Méthodes.

pu examiner pour détecter une anomalie de la démarche. Enfin, les associations rajustées entre le décès au bout de deux ans et l'âge plus avancé, le sexe masculin et la vie en établissement étaient toutes significatives, ce qui confirme les résultats des analyses bidimensionnelles brutes.

D'autres caractéristiques de base, notamment le niveau de scolarité, le type de démence, la gravité de la démence et toutes les variables de comorbidité, à l'exception des antécédents de crises cardiaques, n'avaient pas de rapport significatif avec la survie après avoir été corrigées pour tenir compte de toutes les autres variables. Lorsqu'on a introduit la durée de la démence dans les cinq modèles, on a constaté que cette variable n'avait pas de rapport significatif avec la survie, et en raison de la fréquence élevée des valeurs manquantes (10,0 %), on a décidé de ne pas soumettre cette variable

à une analyse plus fouillée. Les cinq variables de mobilité se sont révélées significatives ($p = 0,002$) lorsqu'elles ont été introduites collectivement dans un modèle contenant toutes les autres variables de base. L'évaluation des écarts-types de ce modèle n'a révélé aucun problème de collinéarité⁴⁰.

Des modèles de régression logistique analogues ont été construits séparément pour les sujets vivant dans la collectivité et en établissement. Dans l'échantillon vivant dans la collectivité, seuls l'âge plus avancé, le sexe masculin, la difficulté à se déplacer et la démarche anormale étaient d'importants prédicteurs d'une survie plus courte après rajustement en fonction des covariables (tableau 5). La gravité de la démence n'était un prédicteur important que lorsqu'il s'agissait de comparer des cas sévères à les cas légers, et l'on a constaté qu'une DV

TABLEAU 3
Caractéristiques de base de la mobilité et de la comorbidité de la population de l'étude :
répartition proportionnelle des variables

Caractéristiques de base		Ensemble des sujets n = 957	Sujets en vie ou non lors d'une visite de suivi à deux ans		
			Vivants n = 609	Décédés n = 348	Valeur p ^a
Mobilité					
Difficulté à s'habiller ^b	Non	39 %	48 %	24 %	< 0,001
	Oui	61 %	52 %	76 %	
Difficulté à se déplacer ^b	Non	33 %	39 %	22 %	< 0,001
	Oui	67 %	61 %	78 %	
Antécédents de chutes ^b	Non	64 %	68 %	55 %	< 0,001
	Oui	36 %	32 %	45 %	
Démarche	Normale	26 %	32 %	15 %	< 0,001
	Anormale	40 %	40 %	39 %	
	Impossible à examiner	34 %	28 %	46 %	
Force de l'appareil moteur	Normale	56 %	62 %	46 %	< 0,001
	Anormale	31 %	27 %	37 %	
	Impossible à examiner	13 %	11 %	17 %	
Comorbidité					
Antécédents de crises cardiaques ^b	Non	86 %	88 %	83 %	0,046
	Oui	14 %	12 %	17 %	
Antécédents de problèmes respiratoires ^b	Non	82 %	83 %	80 %	0,231
	Oui	18 %	17 %	20 %	
Antécédents d'accidents vasculaires cérébraux ^b	Non	69 %	71 %	65 %	0,060
	Oui	31 %	29 %	35 %	
Antécédents de maladie de Parkinson ^b	Non	96 %	94 %	97 %	0,078
	Oui	4 %	6 %	3 %	
^a Test 2 brut (non ajusté) ^b Il manque certaines valeurs dans le cas de ces variables, comme nous l'avons vu à la section Méthodes.					

était un important prédicteur d'un piètre taux de survie dans les trois modèles qui comportaient des variables relatives à la force motrice, aux chutes et à la difficulté à se déplacer. Dans l'échantillon vivant en établissement, l'âge avancé, le sexe masculin, la difficulté à s'habiller, la difficulté à se déplacer et une force motrice anormale étaient les plus puissants prédicteurs d'une réduction de l'espérance de vie (tableau 6). On a constaté que le risque d'issue défavorable était significativement plus élevé chez les sujets qu'on n'avait pu examiner pour détecter une anomalie de la démarche.

Discussion

Résumé des résultats

Tous les facteurs de mobilité sont fortement corrélés à une réduction de l'espérance de vie, aussi bien avant

qu'après l'ajustement pour tenir compte d'autres covariables. L'incapacité d'évaluer la démarche est également un puissant prédicteur d'une moins longue survie. L'âge avancé et le sexe masculin sont des variables qui permettent systématiquement de prédire une plus courte durée de survie chez tous les sujets ainsi que chez les sujets vivant en établissement et dans la collectivité, qui ont fait l'objet d'analyses distinctes. Le niveau de scolarité, le type de démence, la durée de la démence et sa gravité n'ont pas de rapport significatif avec le taux de survie pour l'ensemble des sujets, même si une DV et une démence grave laissent prévoir un piètre taux de survie seulement chez les sujets vivant dans la collectivité. Enfin, une seule variable de comorbidité, les antécédents de crises cardiaques, s'est avérée un prédicteur significatif de mortalité après une période de suivi de deux ans.

TABLEAU 4
Prédicteurs de mortalité dans les cas de démence après deux ans de suivi :
analyse de régression logistique inconditionnelle (n = 957)

Prédicteurs	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	RC	IC à 95 %								
Âge (ans)	1,05	1,03–1,07 ^c	1,05	1,03–1,08 ^c	1,05	1,03–1,07 ^c	1,05	1,03–1,07 ^c	1,05	1,03–1,08 ^c
Homme vs femme	1,79	1,29–2,49 ^c	1,79	1,29–2,48 ^c	1,78	1,28–2,46 ^c	1,82	1,31–2,52 ^c	1,78	1,29–2,47 ^c
Résidence										
Établissement vs collectivité	1,57	1,08–2,26 ^a	1,87	1,32–2,66 ^c	1,86	1,31–2,65 ^c	1,71	1,19–2,45 ^b	1,82	1,27–2,59 ^b
Niveau de scolarité										
Supérieure vs primaire	1,05	0,76–1,43	1,06	0,78–1,45	1,08	0,79–1,48	1,08	0,79–1,48	1,08	0,79–1,48
Type de démence										
Vasculaire vs Alzheimer	1,10	0,73–1,66	1,15	0,76–1,73	1,14	0,76–1,72	1,10	0,73–1,65	1,05	0,69–1,61
Gravité de la démence										
Modérée vs légère	1,01	0,66–1,54	1,20	0,79–1,82	1,17	0,78–1,76	1,18	0,78–1,78	1,17	0,78–1,76
Sévère vs légère	1,12	0,68–1,83	1,44	0,89–2,31	1,52	0,96–2,42	1,37	0,86–2,20	1,45	0,91–2,33
Mobilité										
Difficulté à s'habiller	2,08	1,41–3,07 ^c								
Difficulté à se déplacer			1,69	1,18–2,40 ^b						
Antécédents de chutes					1,43	1,05–1,94 ^a				
Démarche (vs normale)										
Anormale							1,61	1,08–2,40 ^a		
Impossible à examiner							2,01	1,27–3,16 ^b		
Force motrice (vs normale)										
Anormale									1,51	1,07–2,15 ^a
Impossible à examiner									1,36	0,85–2,17
Comorbidité										
Crises cardiaques	1,57	1,05–2,35 ^a	1,59	1,06–2,38 ^a	1,55	1,04–2,31 ^a	1,56	1,05–2,33 ^a	1,61	1,08–2,40 ^c
Problèmes respiratoires	1,27	0,85–1,89	1,17	0,79–1,74	1,23	0,83–1,83	1,17	0,79–1,74	1,19	0,80–1,77
Accidents vasculaires cérébraux	1,08	0,75–1,56	1,04	0,72–1,51	1,04	0,72–1,51	1,01	0,70–1,46	1,02	0,70–1,48
Maladie de Parkinson	1,46	0,73–2,93	1,41	0,70–2,82	1,42	0,71–2,85	1,37	0,69–2,73	1,45	0,72–2,90

^a 0,050 p 0,010

^b 0,010 p 0,001

^c p < 0,001

Caractéristiques et limites

Cette étude comporte trois limites importantes. En premier lieu, la cohorte de sujets atteints de démence provient d'une enquête basée sur une population et ne compte par conséquent que des cas prévalents de démence. Les cas de maladie à évolution très rapide avaient moins de chances de faire partie de l'étude. Deuxièmement, malgré l'importance de la taille de l'échantillon préliminaire, les analyses séparées des sujets vivant dans la collectivité et en établissement ont sans doute une puissance limitée, et il faut donc

interpréter avec circonspection les résultats qui ne sont pas significatifs sur le plan statistique. Troisièmement, il se peut que la cohorte n'ait pas eu suffisamment de puissance pour mettre en évidence une authentique différence dans certaines variables qui étaient rares dans cette population, comme la comorbidité individuelle.

Il n'en reste pas moins que l'échantillon comptait des sujets vivant dans la collectivité et en établissement de même que des sujets atteints de MA et de DV, et l'on pense que les constatations présentes peuvent être généralisées à la démence qui prévaut dans la population

TABLEAU 5
Prédicteurs de mortalité dans les cas de démence après deux ans de suivi :
modèles de régression logistique des sujets vivant dans la collectivité (n = 349)

Prédicteurs	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	RC	IC à 95 %								
Âge (ans)	1,14	1,08–1,20 ^c	1,14	1,08–1,21 ^c	1,15	1,08–1,21 ^c	1,14	1,07–1,20 ^c	1,15	1,09–1,21 ^c
Homme vs femme	2,54	1,40–4,61 ^b	2,48	1,37–4,50 ^b	2,66	1,46–4,84 ^b	2,69	1,46–4,95 ^b	2,55	1,40–4,64 ^b
Niveau de scolarité										
Supérieur vs primaire	0,86	0,48–1,55	0,86	0,48–1,55	0,89	0,50–1,60	0,84	0,46–1,51	0,87	0,49–1,57
Type de démence										
Vasculaire vs Alzheimer	2,05	0,95–4,42	2,20	1,04–4,67 ^a	2,18	1,03–4,60 ^a	1,99	0,93–4,27	2,20	1,01–4,80 ^a
Gravité de la démence										
Modérée vs légère	1,21	0,65–2,25	1,31	0,72–2,40	1,29	0,71–2,34	1,36	0,75–2,46	1,37	0,76–2,49
Sévère vs légère	3,26	1,13–9,40 ^a	3,83	1,43–10,2 ^b	4,00	1,52–10,5 ^b	3,89	1,47–10,3 ^b	3,81	1,44–10,1 ^b
Mobilité										
Difficulté à s'habiller	1,67	0,85–3,28								
Difficulté à se déplacer			1,89	1,02–3,49 ^a						
Antécédents de chutes					1,77	0,96–3,26				
Démarche (vs normale)										
Anormale							1,91	1,01–3,60 ^a		
Impossible à examiner							1,98	0,66–5,93		
Force motrice (vs normale)										
Anormale									1,24	0,60–2,53
Impossible à examiner									2,24	0,41–12,2
Comorbidité										
Crises cardiaques	1,62	0,78–3,38	1,50	0,71–3,15	1,56	0,76–3,28	1,50	0,71–3,14	1,61	0,77–3,34
Problèmes respiratoires	0,98	0,49–1,98	1,01	0,50–2,04	1,01	0,50–2,05	0,93	0,46–1,88	0,99	0,49–1,98
Accidents vasculaires cérébraux	0,73	0,35–1,55	0,70	0,33–1,46	0,71	0,34–1,48	0,68	0,33–1,43	0,70	0,33–1,47
Maladie de Parkinson	2,73	0,53–14,1	3,22	0,63–16,6	3,26	0,64–16,5	2,39	0,45–12,6	3,01	0,59–15,4

^a 0,050 p 0,010
^b 0,010 p 0,001
^c p < 0,001

en général. Les données sur les variables de mobilité, les covariables et les mesures établissant si les sujets sont encore en vie ou non ont été recueillies avec précision et exactitude pour réduire au minimum le biais lié à une classification erronée². Enfin, la rigueur des méthodes d'échantillonnage et l'évaluation de toutes les covariables connues ont contribué à réduire les biais de sélection et les biais liés aux variables confusionnelles².

Comparaison avec les données publiées

Cette étude, qui montre que la mobilité est un important prédicteur de la survie chez les personnes âgées atteintes de démence, concorde avec des études antérieures dont le but était d'évaluer l'incapacité fonctionnelle chez les sujets atteints de démence^{6,8–10,16–19}.

Nous avons pu constater que des aspects de la mobilité comme la difficulté à s'habiller et à se déplacer sont d'importants facteurs pronostiques, ce qui confirme les résultats d'autres études dont le but était d'évaluer ces variables au moyen d'échelles d'AVQ^{6,9,10,16–19}. On a également découvert que des antécédents de chutes permettaient de prévoir un piètre taux de survie. Pour autant que nous sachions, les chutes n'ont été analysées que dans une étude antérieure par Walsh et coll.⁸, qui a donné des résultats analogues à propos de sujets atteints de MA en milieu hospitalier.

L'impact d'une démarche anormale, laquelle est un prédicteur d'un mauvais pronostic dans cette étude, demeure controversé dans les publications. Les études

TABLEAU 6
Prédicteurs de mortalité dans les cas de démence après deux ans de suivi :
modèles de régression logistique des sujets vivant en établissement (n = 608)

Prédicteurs	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	RC	IC à 95 %								
Âge (ans)	1,03	1,01–1,06 ^b	1,04	1,01–1,06 ^b	1,03	1,01–1,06 ^a	1,03	1,01–1,05 ^a	1,03	1,01–1,06 ^b
Homme vs femme	1,56	1,04–2,33 ^a	1,58	1,06–2,36 ^a	1,55	1,04–2,33 ^a	1,59	1,06–2,37 ^a	1,56	1,04–2,33 ^a
Niveau de scolarité										
Supérieur vs primaire	1,18	0,80–1,73	1,17	0,79–1,72	1,20	0,82–1,77	1,22	0,83–1,80	1,22	0,83–1,80
Type de démence										
Vasculaire vs Alzheimer	0,82	0,50–1,36	0,81	0,49–1,34	0,82	0,49–1,36	0,81	0,49–1,34	0,74	0,44–1,23
Gravité de la démence										
Modérée vs légère	0,82	0,44–1,55	0,96	0,52–1,81	0,93	0,50–1,73	0,92	0,49–1,72	0,91	0,49–1,70
Sévère vs légère	0,82	0,43–1,57	1,04	0,56–1,94	1,09	0,59–2,02	0,98	0,53–1,83	1,02	0,55–1,90
Mobilité										
Difficulté à s'habiller	2,12	1,28–3,51 ^b								
Difficulté à se déplacer			1,59	1,02–2,50 ^a						
Antécédents de chutes					1,38	0,97–1,98				
Démarche (vs normale)										
Anormale							1,29	0,74–2,23		
Impossible à examiner							1,75	1,00–3,05 ^a		
Force motrice (vs normale)										
Anormale									1,65	1,09–2,49 ^a
Impossible à examiner									1,38	0,84–2,27
Comorbidité										
Crises cardiaques	1,54	0,93–2,53	1,64	0,99–2,71	1,54	0,94–2,54	1,57	0,95–2,59	1,63	0,99–2,70
Problèmes respiratoires	1,47	0,88–2,46	1,25	0,75–2,07	1,39	0,84–2,31	1,33	0,81–2,21	1,30	0,79–2,16
Accidents vasculaires cérébraux	1,25	0,81–1,93	1,24	0,81–1,92	1,23	0,80–1,91	1,21	0,78–1,87	1,18	0,76–1,82
Maladie de Parkinson	1,45	0,67–3,14	1,36	0,63–2,94	1,39	0,64–2,99	1,40	0,65–3,01	1,44	0,67–3,10

^a 0,050 p 0,010
^b 0,010 p 0,001
^c p < 0,001

réalisées sur la démarche et les SEP dans les cas de maladie d'Alzheimer par Stern et coll.²² et Lopez et coll.²¹ divergent quant à l'importance des SEP pour prédire la mortalité. Nous avons néanmoins constaté que l'impossibilité d'examiner la démarche permet mieux de prédire le décès qu'une démarche anormale proprement dite. Cette remarque n'a été formulée dans aucune étude antérieure, ce qui s'explique peut-être par l'incapacité des sujets à se mettre debout pour l'examen, élément qui a sans doute été mis sur le compte de leur état général⁴⁵.

La force motrice est fortement corrélée à la survie, même si son rôle n'a jamais été étudié auparavant. Les études extérieures au domaine de la démence ont révélé l'importance de la force motrice comme aspect de la mobilité^{26–31}. La valeur de remplacement la plus proche

de la force motrice étudiée dans la littérature sur la démence est la cachexie, qui d'après Evans et coll.⁴⁶ et Nielsen et coll.⁴⁷ est associée à un piètre taux de survie.

Des facteurs sociodémographiques comme un âge avancé et le sexe masculin sont d'importants prédicteurs d'un mauvais pronostic dans cette étude. Ces résultats concordent avec la majorité des études consacrées à ces variables^{4,6,9–11,13–15,18,19}. De plus, nous avons constaté que les participants qui vivent en établissement courent plus de risques d'être morts après un suivi de deux ans que les sujets vivant dans la collectivité. Seuls Jagger et coll.¹⁴ ont déjà analysé ce rapport et ont obtenu des résultats similaires. Dans notre étude, le niveau de scolarité n'avait pas de rapport significatif avec le taux de survie. Cela confirme les résultats de quatre études

antérieures qui ont analysé le niveau de scolarité et la maladie d'Alzheimer^{10,12,16,18}, mais non ceux obtenus par Stern et coll.¹⁵. Par ailleurs, Hier et coll.¹² ont démontré l'existence d'un rapport significatif entre un plus faible niveau de scolarité et le taux de survie chez les sujets atteints de DV. Nos résultats sont sans doute attribuables à l'échantillon limité de sujets atteints de DV dans notre étude.

Nous avons observé que la gravité de la démence n'est pas un prédicteur d'un mauvais pronostic chez tous les sujets, même si une démence grave est fortement corrélée au taux de survie chez les sujets qui vivent dans la collectivité. Certaines études (pour la plupart réalisées dans la collectivité^{8,10,14,17,18,46}) ont mis en évidence une relation positive entre la gravité de la maladie et le taux de survie, contrairement à d'autres (essentiellement réalisées en établissement^{4,11,16,48}). Ces résultats et les nôtres ont sans doute un rapport avec la distribution asymétrique de la gravité de la maladie chez les sujets vivant en établissement. Il se peut que l'absence de cas légers vivant en établissement ne permette pas de détecter une association significative entre la gravité de la maladie et la survie. Cette hypothèse a été confirmée dans nos analyses par la faible proportion de cas de démence légère chez les sujets vivant en établissement par rapport à ceux qui vivent dans la collectivité.

Notre constat d'une absence de rapport significatif entre le type de démence (MA ou DV) et la survie est conforme à celui de plusieurs autres études^{1,9,12,13}. Toutefois, l'enquête réalisée dans la collectivité par Molsa et coll.⁶ démontre que la DV s'accompagne d'un moins bon pronostic de survie que la MA. Cela ressort également de notre analyse séparée des sujets vivant dans la collectivité. Il se peut que dans ces groupes d'âge plus avancé, les différences dans les causes de décès propres à la maladie soient minimes⁹, même si l'on peut se demander pourquoi cela ne vaut pas également pour les sujets vivant dans la collectivité.

Parmi les maladies concomitantes évaluées dans cette étude, on a constaté une corrélation significative entre des antécédents de crises cardiaques et le taux de survie. Ce constat concorde avec plusieurs études antérieures^{5,6,14,18,19}, même si les deux études menées par van Dijk et coll.^{5,19} révèlent qu'un accident vasculaire cérébral, une maladie respiratoire et la maladie de Parkinson sont des prédicteurs significatifs de la mortalité. L'absence de tels résultats dans notre étude est sans doute imputable à la faible prévalence de certaines de ces maladies et à la taille limitée de l'échantillon.

Répercussions et conclusions

Cette étude de la démence a permis d'éclaircir les aspects importants de la mobilité qui permettent d'espérer une plus longue survie chez les sujets atteints de MA et de DV. Vu que la progression de la démence est irréversible, il se peut que les résultats permettent d'offrir une meilleure information concernant le pronostic aux familles et aux professionnels de la santé.

Les associations élevées constatées dans cette étude doivent être pris sérieusement en compte par les cliniciens dans leurs discussions avec les patients et leur famille. De plus, la mobilité étant un facteur modifiable, il se peut que cette étude permette de mieux cibler les interventions futures visant à réduire ou à éliminer la morbidité et la mortalité associées à la démence.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier les D^{rs} Gilles Paradis et Michel Panisset pour les remarques judicieuses qu'ils ont formulées sur ce manuscrit, et Fabrice Rouah qui a aidé à préparer les données destinées aux analyses.

Les données dont il est fait état dans cet article ont été recueillies dans le cadre de l'Étude sur la santé et le vieillissement au Canada. L'étude de base a été financée par la Division du vieillissement et des aînés par le biais du Programme national de recherche et de développement en matière de santé (PNRDS) de Santé Canada (projet n° 6606-3954-MC(S)). D'autres crédits ont été versés par *Pfizer Canada Incorporated* par l'entremise du Programme sur la santé et les activités du Conseil de recherches médicales/Association canadienne de l'industrie du médicament, par le PNRDS (projet n° 6603-1417-302(R)), par *Bayer Incorporated* et la *British Columbia Health Research Foundation* (projets n°s 38(93-2) et 34(96-1)). Cette étude a été coordonnée par l'Université d'Ottawa et la Division du vieillissement et des aînés de Santé Canada.

Références

1. Martin DC, Miller JK, Kapoor W, et al. A controlled study of survival with dementia. *Arch Neurol* 1987;44:1122-6.
2. Canadian Study of Health and Aging Working Group. Canadian Study of Health and Aging: study methods and prevalence of dementia. *Can Med Assoc J* 1994;150:899-913.
3. Hux MJ, O'Brien BJ, Iskedjian M, et al. Relation between severity of Alzheimer's disease and costs of caring. *Can Med Assoc J* 1998;159:457-65.
4. Hébert M, Parlato V, Lese GB, et al. Survival in institutionalised patients: influence of dementia and loss of functional capacities. *Arch Neurol* 1995;52:469-76.
5. van Dijk PTM, Dippel DWJ, van der Meulen JHP, Habbema JDF. Comorbidity and its effect on mortality in nursing home patients with dementia. *J Nerv Ment Dis* 1996;184:180-7.
6. Molsa PK, Marttila RJ, Rinne UK. Long-term survival and predictors of mortality in Alzheimer's disease and multi-infarct dementia. *Acta Neurol Scand* 1995;91:159-64.
7. Kelley WN. *Textbook of internal medicine*. 2^e éd. Philadelphie: JB Lippincott, 1992.
8. Walsh JS, Welch HG, Larson EB. Survival of outpatients with Alzheimer-type dementia. *Ann Intern Med* 1990;113:429-34.
9. Agüero-Torres H, Fratiglioni L, Guo Z, et al. Prognostic factors in very old demented adults: a seven-year follow-up from a population-based survey in Stockholm. *J Am Geriatr Soc* 1998;46:444-52.
10. Heyman A, Peterson B, Fillenbaum G, Pieper C. The Consortium to Establish a Registry for Alzheimer's Disease (CERAD) Part XIV: demographic and clinical predictors of survival in patients with Alzheimer's disease. *Neurology* 1996;46:656-60.

11. Stern Y, Tang MX, Albert MS, et al. Predicting time to nursing home care and death in individuals with Alzheimer disease. *JAMA* 1997;277:806–12.
12. Hier DB, Warach JD, Gorelick PB, Thomas J. Predictors of survival in clinically diagnosed Alzheimer's disease and multi-infarct dementia. *Arch Neurol* 1989;46:1213–6.
13. van Dijk PTM, Dippel DWJ, Habbema JDF. Survival of patients with dementia. *J Am Geriatr Soc* 1991;39:603–10.
14. Jagger C, Clarke M, Stone A. Predictors of survival with Alzheimer's disease. *Psychol Med* 1995;25:171–7.
15. Stern Y, Yang MX, Denaro J, Mayeux R. Increased risk of mortality in Alzheimer's disease patients with more advanced educational and occupational attainment. *Ann Neurol* 1995;37:590–5.
16. Bracco L, Gallato R, Grigoletto F, et al. Factors affecting course and survival in Alzheimer's disease. *Arch Neurol* 1994;51:1213–9.
17. Knopman DS, Kitto J, Deinard S, Heiring J. Longitudinal study of death and institutionalisation in patients with primary degenerative dementia. *J Am Geriatr Soc* 1988;36:108–12.
18. Bowen JD, Malter AD, Sheppard L, et al. Predictors of mortality in patients diagnosed with probable Alzheimer's disease. *Neurology* 1996;47:433–9.
19. van Dijk PTM, van de Sande HJ, Dippel DWJ, Habbema JDF. The nature of excess mortality in nursing home patients with dementia. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 1992;47:M28–M34.
20. Samson WN, van Duijn CM, Hop WCJ, Hofman A. Clinical features and mortality in patients with early-onset Alzheimer's disease. *Eur Neurol* 1996;36:103–6.
21. Lopez OL, Wisniewski SR, Becker JT, et al. Extrapyramidal signs in patients with probable Alzheimer disease. *Arch Neurol* 1997;54:969–75.
22. Stern Y, Albert M, Brandt J, et al. Utility of extrapyramidal signs and psychosis as predictors of cognitive and functional decline, nursing home admission, and death in Alzheimer's disease: prospective analysis from the predictors study. *Neurology* 1994;44:2300–7.
23. Katz S, Ford AB, Moskowitz RW, et al. The index of ADL: a standardised measure of biological and psychosocial function. *JAMA* 1963;185:914–9.
24. Blessed G, Tomlinson BE, Roth M. The association between quantitative measures of dementia and of senile change in the cerebral grey matter of elderly subjects. *Br J Psychiatry* 1968;114:797–811.
25. Mear B, Baker F. The Stockton Geriatric Scale. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 1966;21:392–403.
26. Goldstein FC, Strasser DC, Woodard JL, Roberts VJ. Functional outcome of cognitively impaired hip fracture patients on a geriatric rehabilitation unit. *J Am Geriatr Soc* 1997;45:35–42.
27. Granger CV, Hamilton BB, Keith RA, et al. Advances in functional assessment for medical rehabilitation. Dans: Lewis CB, rédacteur. *Topics in Geriatric Rehabilitation*. Baltimore: Aspen Publishing, 1986.
28. Lyles KW, Lammers JE, Shipp KM, et al. Functional and mobility impairments associated with Paget's disease of bone. *J Am Geriatr Soc* 1995;43:502–6.
29. Hogue CC, Studenski S, Duncan P. Assessing mobility: the first step in falls prevention. Dans: Tornquist EM, Fung SG, Champagne MT, et al, rédacteurs. *Key aspects of recovery: improving nutrition, rest and mobility*. New York: Springer, 1990:275–80.
30. Harada N, Chiu V, Damron-Rodriguez J, et al. Screening for balance and mobility impairment in elderly individuals living in residential care facilities. *Phys Ther* 1995;75:462–9.
31. Tinetti ME. Performance-oriented assessment of mobility problems in the elderly. *J Am Geriatr Soc* 1986;34:119–26.
32. Ebly EM, Parhad IM, Hogan DB, Fung TS. Prevalence and types of dementia in the very old: results from the Canadian Study of Health and Aging. *Neurology* 1994;44:1593–1600.
33. Duke University Centre for the Study of Aging and Human Development. *Multidimensional functional assessment: the OARS Methodology*. Durham (NC): Duke University, 1978.
34. Teng EL, Chui HC. The modified mini-mental state (3MS) examination. *J Clin Psychiatry* 1987;48:314–8.
35. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 3^e éd. Washington: American Psychiatric Association, 1987.
36. McKhann G, Drachman D, Folstein M, et al. Clinical diagnosis of Alzheimer's disease: report of the NINCDS-ADRDA Work Group under the auspices of the Department of Health and Human Services Task Force on Alzheimer's disease. *Neurology* 1984;34:939–44.
37. Tenth revision of the International Classification of Diseases, 1987 draft of chapter V, categories F00–F99, mental, behavioural and developmental disorders. Dans: *Clinical descriptions and diagnostic guidelines (MNH/MEP/87.1 rev 1)*. Genève: World Health Organization, 1987.
38. Roth M, Huppert FA, Tym E, et al. *CAMDEX: The Cambridge Examination for Mental Disorders of the Elderly*. Cambridge (Angleterre): Cambridge University Press, 1988.
39. Lwanga SK, Lemeshow S. *Sample size determination in health studies: a practical manual*. Genève: World Health Organization, 1991.
40. Hosmer DW, Lemeshow S. *Applied logistic regression*. New York: Wiley, 1989.
41. Miettinen OS. *Theoretical epidemiology*. New York: Wiley, 1985.
42. Greenland S, Finkle WD. A critical look at methods for handling missing covariates in epidemiologic regression analyses. *Am J Epidemiol* 1995;142:1255–64.
43. Weinberg CR, Moledor ES, Umbach DM, Sandler DP. Imputation for exposure histories with gaps, under an excess relative risk model. *Epidemiology* 1996;7:490–7.
44. SAS Institute Inc. *The SAS System 6.12*. Cary (NC): SAS Institute Inc, 1996.
45. Marsden CD. *Gait disorders in the elderly: pathophysiology of gait disorders*. Course notes 123 AAN. London: The National Hospital for Neurology and Neurosurgery, 1993.
46. Evans DA, Smith LA, Scherr PA, et al. Risk of death from Alzheimer's disease in a community population of older persons. *Am J Epidemiol* 1991;134:403–12.
47. Nielsen H, Lolk A, Pedersen I, et al. The accuracy of early diagnosis and predictors of death in Alzheimer's disease and vascular dementia: a follow-up study. *Acta Psychiatr Scand* 1991;84:277–82.
48. Bianchetti A, Scuratti A, Zanetti O, et al. Predictors of mortality and institutionalisation in Alzheimer's disease patients one year after discharge from an Alzheimer's dementia unit. *Dementia* 1995;6:108–12. ■

Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec

Robert Pampalon et Guy Raymond

Résumé

Alors que les politiques publiques de santé au Québec et au Canada visent une réduction des inégalités sociales de santé et de bien-être, il est pour le moins étonnant de constater que la plupart des systèmes d'information du secteur ne comportent aucune mention des caractéristiques socio-économiques des personnes. En s'inspirant du concept de défavorisation développé par Peter Townsend et d'autres auteurs, le présent article propose un indice reflétant les dimensions matérielle et sociale de la défavorisation. L'article décrit la méthodologie retenue pour la confection de l'indice, lequel fait notamment usage des données du recensement et des outils développés par Statistique Canada pour établir la concordance entre le code postal et le secteur de dénombrement. Il fournit des exemples de son utilisation dans trois systèmes d'information sur la santé et le bien-être au Québec, soit les décès, les hospitalisations et les naissances. Il montre comment la connaissance acquise peut être utile à la planification et à l'intervention sociosanitaire.

Mots clés : défavorisation; géographie; hospitalisation; inégalités sociales; mortalité; naissances; Québec

Introduction

La présence d'écarts de santé et de bien-être reliés aux inégalités sociales est maintenant bien connue et la lutte aux inégalités est devenue un enjeu majeur des politiques publiques de santé à travers le monde^{1,2}, au Canada^{3,4} et au Québec^{5,6}. Parmi les stratégies mises de l'avant par la politique québécoise de la santé et du bien-être⁵, on compte l'amélioration des conditions de vie, telles que la scolarité et le revenu, le soutien aux milieux de vie (la famille, l'école et le travail) et une action auprès des groupes dits vulnérables, en raison de leur état de santé et de bien-être.

Si l'on fait exception des récentes enquêtes générales sociales et de santé⁷, la mesure des inégalités sociales de santé et de bien-être a toujours posé quelque problème au Québec. Cela tient à l'absence de données à caractère socio-économique dans les principaux systèmes d'information servant à établir l'état de santé et de bien-être de la population ou encore la consommation de services. C'est le cas du fichier des décès, de celui des hospitalisations, du registre des tumeurs, du fichier de l'assurance maladie du Québec et des nombreux autres fichiers que le réseau de la santé et des services sociaux se donnent actuellement afin de suivre l'évolution des activités et

des clientèles dans le secteur de l'hébergement, des services à domicile, de l'enfance et de la jeunesse, et de bien d'autres secteurs encore.

Pour contourner cette difficulté les chercheurs se sont tournés vers l'approche écologique, en substituant le territoire (le quartier ou le district de CLSC) à l'individu et en considérant sur cette base la présence d'inégalités sociales de santé⁸⁻¹². Malgré l'apport indéniable de cette approche, celle-ci a ses limites. Elle se fonde sur des territoires et des populations souvent peu homogènes. Elle n'est utilisée que dans les grandes agglomérations urbaines et elle n'a pas de référence conceptuelle explicite, du moins unique.

Notre intention est ainsi de proposer un indice de défavorisation qui s'appuie sur des bases conceptuelles explicites, un indice qui puisse être introduit dans les fichiers du secteur de la santé et des services sociaux et qui puisse retracer les inégalités de santé et de bien-être reliées à la défavorisation. Notre intention est surtout de décrire la confection de cet indice et d'illustrer, à l'aide d'exemples, les possibilités qu'il offre pour l'analyse des inégalités et pour l'intervention sociosanitaire. Nous dirons d'abord quelques mots du concept de défavorisation et de sa mesure, à l'échelle internationale. Nous

Références des auteurs

Robert Pampalon, Institut national de santé publique du Québec, 930, chemin Sainte-Foy, Québec (Québec) G1S 2L4; Téléc. : (418) 643-9328;

Courriel : robert.pampalon@msss.gouv.qc.ca

Guy Ramond, Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, Québec (Québec)

verrons ensuite comment ce concept fut adapté au contexte québécois et fournirons quelques exemples de son utilisation. Nous terminerons par quelques mots sur les possibilités de l'indice en regard de l'intervention.

Le concept de défavorisation

C'est au cours des années 80, en Angleterre, que le terme de défavorisation (*deprivation*, en anglais) a émergé d'une longue tradition d'analyses sur les inégalités sociales de la santé. Peter Townsend¹³ voit la défavorisation comme un «état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de la société à laquelle appartient l'individu, la famille ou le groupe» [traduction]. Ce désavantage peut se situer à divers plans : celui de la nourriture, du vêtement, de l'habitation, de l'éducation ou du travail. En fait, une personne est considérée comme défavorisée dans la mesure où, pour une ou plusieurs caractéristiques, elle se retrouve sous le niveau qui est atteint par la majorité de la population ou qui est jugé acceptable dans la société.

Peter Townsend fait la distinction entre deux formes de défavorisation, l'une matérielle, l'autre sociale. Alors que la défavorisation matérielle réfère aux biens et commodités de la vie moderne, à la présence d'une automobile, d'un téléviseur ou d'espaces verts dans le quartier, par exemple, la défavorisation sociale concerne les relations entre individus au sein de la famille, au travail et dans la communauté. La première forme de défavorisation se distingue, selon l'auteur, du concept de «pauvreté», lequel est davantage relié aux ressources, particulièrement financières, nécessaires à l'acquisition des biens et commodités modernes. La seconde forme de défavorisation se rapproche toutefois du concept de «capital social»¹⁴, traduisant certaines caractéristiques de l'organisation sociale telles que l'isolement ou la cohésion sociale, l'individualisme ou la coopération, l'entraide, la confiance entre personnes, etc.

L'une et l'autre formes de défavorisation entretiennent des liens étroits avec la santé et le bien-être de la population. Elles sont liées à la mortalité générale dans l'ensemble de la population^{15,16} et à la mortalité prématurée, qu'elle soit générale ou par cardiopathies ischémiques ou autres formes de décès reliées au tabagisme¹⁷. Elles varient avec la morbidité sous toutes ses formes, de l'incidence du cancer¹⁸ jusqu'à la restriction des activités¹⁹, en passant par les maladies respiratoires, le diabète²⁰ et la carie dentaire²¹. Elles sont également associées à la santé mentale, notamment à l'utilisation des services psychiatriques, de courte et de longue durée²²⁻²⁵, de même qu'à la criminalité²⁶. Elles servent enfin de guide à l'administration des services de santé publics, dans le secteur particulièrement des ressources médicales^{27,28}.

La mesure de la défavorisation

Deux indices se retrouvent à la base de nombreux travaux portant sur la défavorisation, surtout matérielle : celui de Townsend¹³ et celui de Carstairs et Morris²⁹. Les deux indices comptent quatre variables, dont trois sont identiques, soit le chômage, l'absence d'automobile et le

surpeuplement du logement; le premier indice compte en plus la propriété du logement, le second, la classe sociale inférieure. Dans la construction des indices, les quatre variables sont normalisées, centrées et réduites, puis additionnées, en donnant un poids égal à chacune d'elles.

Un troisième indice développé par Jarman et al.³⁰, le *Under-privileged Areas score (UPA)*, est également fort utilisé dans les études portant sur la défavorisation; incidemment, cet indice sert à la rémunération des médecins en Angleterre. L'indice compte huit variables, incluant, outre les variables déjà mentionnées, les familles monoparentales, les jeunes de moins de 5 ans, les personnes retraitées vivant seules et les immigrants récents. Le poids donné à chaque variable dans la construction de l'indice diffère et correspond à la perception qu'ont les médecins de l'impact de cette variable sur leur charge de travail. Une analyse comparative des trois indices³¹ montre que les deux premiers ont de meilleure corrélation que le troisième avec un ensemble d'indicateurs de santé.

Enfin, les études portant sur la défavorisation font parfois appel à d'autres formes d'indices ou encore à une panoplie de variables distinctes, incluant, outre les variables déjà mentionnées, le revenu, la scolarité, l'état matrimonial, la mobilité résidentielle, etc.^{13,22,31}.

Ces mesures sont essentiellement produites sur la base de petits territoires, tels que le *ward* et l'*enumeration district* en Angleterre^{16-18,20,29}, le *small area market statistics* en Suède²⁸ ou le *meshblock* en Nouvelle-Zélande³², en tirant parti des données disponibles dans les recensements nationaux. Ces mesures peuvent être reportées par la suite sur des dossiers individuels lors d'enquêtes auprès de la population²⁶ et de clientèles particulières^{20,22,23} ou encore donner lieu à des analyses écologiques^{16-18,27,29}. Lors de telles analyses, les petits territoires se voient habituellement regroupés en de plus vastes ensembles de nature statistique, en fragmentant de manière arbitraire (en quintile ou en décile, par exemple) la distribution des territoires selon leur niveau de défavorisation, du plus faible au plus élevé.

Ce qui importe lors de la production de telles mesures est de recourir à une unité géographique de base qui soit la plus petite et la plus homogène possible, en termes de caractéristiques socio-économiques. La précision et l'ampleur des inégalités sociales de santé et de bien-être observées dépendra fortement du choix de cette unité géographique de base. Ainsi, en Angleterre, on a montré que des analyses fondées sur l'*enumeration district* (environ 500 personnes, en moyenne) plutôt que le *ward* (plus de 5000 personnes, en moyenne) réduisent les erreurs de classification des individus, mènent à de meilleures corrélations entre les inégalités sociales et la santé et favorisent un financement des services médicaux qui est plus continu dans le temps, lorsque l'on passe d'un recensement à l'autre^{27,33,34}.

Données et méthodes

L'unité géographique de base

L'unité géographique de base retenue est *le secteur de dénombrement (SD)* et ce, pour deux raisons. La première est qu'il constitue la plus petite unité géographique pour laquelle des données du recensement sont établies au Canada; le SD compte, en moyenne, 750 personnes. La seconde est qu'il est possible de faire le lien entre l'information géographique (le code postal, à 6 positions) disponible sur les fichiers de santé et de bien-être au Québec et le SD, grâce au fichier de conversion du code postal³⁵.

Ce ne sont pas tous les SD du Québec qui ont été retenus pour l'analyse. On a d'abord exclu les régions du Nunavik et des Terres-cries-de-la-Baie-James, en raison de la piètre qualité des données issues du recensement. On a par la suite éliminé tous les SD comptant moins de 250 personnes (moins de 68 ménages), ce qui correspond à la taille minimale retenue par Statistique Canada pour qu'une mesure de revenu soit produite. Parmi les SD ainsi éliminés, on en compte un grand nombre qui n'ont aucune population et qui correspondent à des territoires non organisés. Parmi eux, également, on compte la vaste majorité des institutions du secteur de la santé et des services sociaux (hôpitaux, établissements psychiatriques, foyers pour personnes âgées, centres de réadaptation, etc.), car, selon les règles du recensement³⁶, un établissement collectif de 75 lits et plus constitue un SD à lui seul. Au total, ce sont 9 058 SD qui font partie de la présente analyse et ceux-ci représentent environ 96 % de l'ensemble de la population et des ménages du Québec.

S'il est possible d'établir l'équivalence entre les codes postaux (à 6 positions) et les SD, cette équivalence n'est pas parfaite. Un peu moins de 6 % des codes postaux recouvrent plus d'un SD. Pour ces codes postaux, l'attribution du SD se fait de façon aléatoire et proportionnelle, en fonction de la population de chaque SD se retrouvant dans un même territoire de code postal. Cette population provient du fichier de la pondération de la population par codes postaux, de Statistique Canada³⁷.

Les indicateurs

L'indice de défavorisation intègre six indicateurs que l'on a retenus pour les raisons suivantes : leurs relations avec un grand nombre de problématiques du secteur de la santé et du bien-être; leurs affinités avec l'une et l'autre formes de défavorisation : matérielle et sociale; et leur disponibilité dans le recensement canadien par SD. Ce sont la proportion de personnes n'ayant pas de certificat d'études secondaires (SCOLAR), le rapport emploi/population (EMPLOI), le revenu moyen (REVMROY), la proportion de personnes séparées, divorcées ou veuves (S_D_V), la proportion de familles monoparentales (F_MONO) et la proportion de personnes vivant seules (SEULES). Les indicateurs ont été ajustés selon l'âge et le sexe de la population (sauf la proportion de familles monoparentales) de manière à mettre surtout en évidence les conditions économiques et sociales des personnes³². Certains de ces indicateurs, enfin, ont été transformés en

leur logarithme (REVMROY, S_D_V, SEULES) ou leur racine carrée (F_MONO) afin d'en normaliser la distribution.

L'intégration des indicateurs

L'intégration d'indicateurs se fait généralement selon deux approches : l'approche additive, avec pondération, retenue lors de la création d'indices de défavorisation en Angleterre^{13,29,30} et l'approche factorielle, privilégiée lors de la mise au point d'indices socio-économiques³⁸⁻⁴⁰ et, plus récemment, d'un indice de défavorisation, en Nouvelle-Zélande³². Nous avons opté pour cette dernière approche parce que le poids de chaque indicateur dans l'indice n'est pas déterminé de façon arbitraire en fonction des perceptions du chercheur ou d'un groupe d'intervenants (les omnipraticiens, par exemple³⁰), mais en raison des relations statistiques existant entre les indicateurs sur le territoire considéré. Nous avons eu recours plus spécifiquement à l'analyse en composante principale (une forme d'analyse factorielle), en imprimant une rotation de type Varimax et en ne retenant que les composantes dont la valeur propre (*eigenvalue*) est supérieure à 1,00. Deux composantes ont répondu à ce critère et c'est à partir de ces deux composantes, et de leur croisement, que nous avons élaboré l'indice de défavorisation (tableau 1).

Ces deux composantes résument chacune un peu plus du tiers des variations associées aux six indicateurs considérés, pour un total de 73 %, et se distinguent fortement l'une de l'autre quant à leur signification. Alors que la première composante résume les variations associées à la scolarité, l'emploi et le revenu sur le territoire québécois et traduit une dimension plutôt matérielle de la défavorisation, la seconde composante résume les variations des indicateurs associés à la dimension sociale de la défavorisation, soit la proportion

TABLEAU 1
Principales composantes des indicateurs
formant l'indice de défavorisation par secteur
de dénombrement (n = 9 058)

Indicateur	Composante	
	1	2
Personnes peu scolarisées (SCOLAR)	-0,89	-0,01
Rapport emploi/population (EMPLOI)	0,80	-0,27
Revenu moyen (REVMROY)	0,86	-0,25
Personnes vivant seules (SEULES)	-0,13	0,82
Personnes séparées, divorcées ou veuves (S_D_V)	-0,16	0,86
Familles monoparentales (F_MONO)	-0,14	0,76
Variance expliquée	37 %	36 %
Variance cumulée	37 %	73 %

NOTE : Les valeurs ci-haut sont les saturations entre indicateur et composante. Elles s'interprètent comme des coefficients de corrélation.

Source : Recensement canadien de 1996

de personnes veuves, séparées ou divorcées, de familles monoparentales et de personnes vivant seules.

Afin de valider la pertinence du modèle à la grandeur du territoire québécois, nous avons repris la même analyse en composante principale dans quatre zones distinctes du Québec, soit la Région métropolitaine de recensement de Montréal, les autres Régions métropolitaines de recensement du Québec (Québec, Sherbrooke, Hull, Chicoutimi-Jonquière et Trois-Rivières), les Agglomérations de recensement (les villes ayant entre 10 000 et 100 000 habitants) et, enfin, les petites villes et le monde rural. Une même structure factorielle a été retrouvée dans chacune des zones avec des niveaux de synthèse variant entre 72 % et 75 % dans les trois premières zones et de 62 %, dans les petites villes et le monde rural.

Le regroupement des secteurs de dénombrement

Afin d'assurer une certaine précision statistique dans l'analyse des inégalités de santé et de bien-être, on a dû procéder au regroupement des SD de manière à constituer des populations non seulement homogènes — en termes de défavorisation matérielle et sociale — mais aussi de taille respectable. Le regroupement s'est effectué sur la base de la note factorielle (*factor score*), laquelle traduit l'importance de chaque composante dans chaque SD, et s'est opéré de manière conventionnelle^{16,18,27,29}. Pour chacune des composantes, on a d'abord ordonné les notes factorielles — du SD le plus favorisé au SD le plus défavorisé — puis fragmenté la distribution obtenue en quintile, en fonction de la taille de la population de chaque SD. Ainsi, le quintile 1 représente la population la plus favorisée au Québec et, inversement, le quintile 5, la population la plus défavorisée.

Enfin, on a croisé les deux groupes de quintiles (pour un total de 25 groupes), de manière à distinguer les

populations qui sont simultanément ou non favorisées, ou défavorisées, sur les plans matériel et social. Ainsi, le croisement des quintiles 1 sur les deux dimensions regroupe la population la plus favorisée simultanément aux plans matériel et social et, inversement, le croisement des quintiles 5, la population la plus défavorisée.

Les indicateurs de santé et de bien-être

Les valeurs de défavorisation ont été introduites dans trois systèmes d'information, soit les décès, les hospitalisations et les naissances. Diverses mesures ont été produites par quintile et croisement de quintiles de défavorisation. Certaines mesures sont générales telles que l'espérance de vie à la naissance, l'indice comparatif de mortalité (ICM) des années 1995 à 1997 et le taux d'hospitalisation ajusté selon l'âge et le sexe de la population ainsi que selon le niveau d'intensité des ressources mises en oeuvre (APR-DRG : système de classification et de pondération des patients en courte durée) de l'année 1997-1998. En ce qui concerne l'ICM, des tests du χ^2 ont été réalisés afin d'établir le caractère significatif de la différence entre les valeurs par quintile et croisement de quintiles et celle de l'ensemble du Québec⁴¹.

D'autres mesures sont plus spécifiques et visent à vérifier la sensibilité de l'indice, en l'associant à des problématiques pour lesquelles les conditions matérielles et sociales d'existence sont reconnues comme un déterminant important^{7,17,24,25,42,43}. Il s'agit de l'indice comparatif de mortalité prématurée (les 35–74 ans) par tabagisme, du taux ajusté d'hospitalisation pour troubles mentaux et de deux mesures relatives à la période périnatale, soit le taux de fécondité chez les adolescentes (< 20 ans) et le taux de naissances de bébé de faible poids (< de 2500 grammes) chez l'ensemble des femmes du Québec, au cours des années 1995 à 1997.

TABLEAU 2
Les événements considérés selon le type de fichier et la possibilité d'associer une valeur de défavorisation, en nombre et pourcentage

Fichier	Avec valeur de défavorisation		Sans valeur de défavorisation				TOTAL	
			SD exclu		CP non valide			
	n	%	n	%	n	%	n	%
Décès	121 217	89	11 415	8	3 892	3	136 524	100
- tabagisme ^a	10 928	94	506	4	191	2	11 625	100
Hospitalisations	716 668	92	40 907	5	19 731	3	777 306	100
- troubles mentaux ^b	38 074	92	2 198	5	1 184	3	41 456	100
Naissances	239 786	95	9 215	4	3 111	1	252 112	100
- < 20 ans	10 891	91	828	7	197	2	11 916	100
- < 2500 g	14 250	96	505	3	166	1	14 921	100

^a Cancers des lèvres, de la cavité orale, du pharynx, de l'oesophage, de la trachée, des bronches et du poumon; bronchite, emphyseme et obstruction des voies aériennes chez les personnes de 35 à 74 ans. CIM-9: 140 à 149, 150,161,162,491,492, 496

^b Psychoses et névroses diverses. CIM-9: 290 à 316

Sources : Fichiers des décès 1995–1997; fichier Med-Echo 1997-1998; fichiers des naissances 1995–1997

TABLEAU 3
**Caractéristiques générales de la population selon le quintile de défavorisation :
 nombre, groupe d'âge et certains lieux de résidence, Québec, 1996**

Quintile de défavorisation	Population (n)	Groupe d'âge		Lieu de résidence		
		0 à 17 ans (%)	65 ans et + (%)	RMR de Montréal		Petites villes et rural (%)
				Île de Montréal (%)	Périphérie (%)	
Matérielle						
1	1 367 798	23,4	10,3	35,3	30,3	2,3
2	1 367 859	24,1	10,1	21,5	30,7	8,2
3	1 367 281	23,6	11,2	20,8	25,6	16,9
4	1 367 943	23,4	12,3	23,5	17,9	31,1
5	1 367 081	23,8	13,3	24,6	7,0	47,8
Sociale						
1	1 367 522	28,8	7,1	10,4	31,0	32,8
2	1 366 503	26,5	9,3	10,0	26,6	31,6
3	1 368 213	24,0	11,6	19,9	20,7	26,2
4	1 367 708	20,9	14,2	36,9	19,0	12,6
5	1 368 016	18,1	14,9	48,4	14,2	3,0
Matérielle et sociale						
1 et 1	315 221	29,4	5,8	28,3	45,3	1,6
5 et 5	325 770	20,3	15,0	50,9	2,9	2,9
Le Québec	6 837 962	23,7	11,4	25,1	22,3	21,3

Source : Recensement canadien de 1996

Les événements traités ont pour la plupart (entre 89 % et 96 %) trouvé une correspondance avec une valeur de défavorisation (tableau 2). Parmi ceux qui n'ont pu trouver une telle correspondance, il y a ceux associés à un SD exclu de l'analyse, en raison de leur taille, et ceux comportant un code postal non valide. Moins de 3 % des événements comportaient un code postal non valide.

Résultats

La défavorisation présente une trame géographique bien caractérisée au Québec et des divergences comme des convergences peuvent être notées entre ses formes matérielle et sociale (tableau 3). La défavorisation matérielle est particulièrement forte en périphérie du Québec, dans les petites villes et en milieu rural. Elle s'atténue à l'approche des agglomérations de taille plus importante, tout spécialement dans les banlieues, puis elle croît à nouveau au centre de ces agglomérations. La défavorisation sociale, pour sa part, est une réalité largement urbaine alors qu'elle s'accroît des banlieues aux centres-villes des agglomérations. Sa trame géographique suit d'ailleurs d'assez près celle de la satisfaction de la vie sociale telle que mesurée dans les Enquêtes sociales et de santé du Québec^{44,45}. En somme, c'est au centre-ville des agglomérations que l'on retrouve les populations les plus défavorisées aux plans matériel et social (quintiles 5 et 5) alors que la défavorisation matérielle est importante en périphérie du Québec et la défavorisation sociale, en milieu urbain.

Cette trame prolonge en partie le profil démographique de la population (tableau 3). Les populations les plus défavorisées aux plans matériel et social (quintiles 5 et 5) sont un peu plus âgées que leurs concitoyens plus favorisés (quintiles 1 et 1), en raison de différences marquées au plan de la défavorisation sociale. Il appert que la défavorisation sociale s'accroît de pair avec l'âge de la population.

Ces contrastes sont toutefois sans commune mesure avec ceux concernant les conditions sociales de la population (tableau 4). S'il y a entre deux et trois fois plus de personnes âgées (15,0 %/5,8 %) entre les populations les plus et les moins défavorisées, le ratio s'élève à environ 9 et 5 pour 1 en ce qui concerne les personnes vivant seules (20,2 %/2,2 %) et les familles monoparentales (34,1 %/6,9 %). Les écarts de scolarité, d'emploi et de revenu sont également appréciables et ces écarts, rappelons-le, existent au-delà des différences dans le profil démographique des groupes de défavorisation.

Le recours à l'analyse en composante principale (avec rotation Varimax) fait en sorte que les dimensions matérielle et sociale de la défavorisation sont relativement indépendantes au plan statistique. La corrélation est en effet de 0,00 entre les notes factorielles des deux composantes et de 0,03 entre les quintiles issus de ces notes factorielles. Voilà pourquoi on peut noter au tableau 4 que les variations entre quintiles sont fortes pour certaines variables et faibles, ou nulles, pour d'autres. Elles sont fortes lorsque ces variables ont servies à définir la composante

TABLEAU 4
Valeurs moyennes^a des indicateurs formant l'indice de défavorisation selon le quintile de défavorisation, Québec, 1996

Quintile de défavorisation	SCOLAR (%)	EMPLOI (%)	REVMYOY (\$)	SEULES (%)	S_D_V (%)	F_MONO (%)
Matérielle						
1	18,1	66,0	30 045	8,9	9,9	13,2
2	28,8	60,8	23 280	8,7	10,5	14,7
3	36,1	56,8	20 907	9,7	11,0	15,9
4	43,1	52,7	18 703	10,5	11,5	17,4
5	53,3	43,1	15 624	11,0	12,1	19,0
Sociale						
1	35,8	59,6	23 475	3,5	6,5	7,2
2	36,1	57,4	22 792	5,6	8,6	10,9
3	35,7	56,3	22 161	8,1	10,5	14,5
4	35,8	54,9	21 067	12,1	12,8	19,2
5	35,9	51,4	19 068	19,4	16,5	28,4
Matérielle et sociale						
1 et 1	17,2	68,2	32 684	2,2	6,2	6,9
5 et 5	51,5	38,7	13 958	20,2	18,3	34,1
Le Québec	35,9	55,9	21 712	9,7	11,0	16,0

^a Il s'agit de moyennes des secteurs de dénombrement couverts par l'indice de défavorisation.
Source : Recensement canadien de 1996

LÉGENDE
SCOLAR : proportion de personnes n'ayant pas de certificat d'études secondaires
EMPLOI : rapport emploi/population
REVMYOY : revenu moyen
S_D_V : proportion de personnes séparées, divorcées ou veuves
F_MONO : proportion de familles monoparentales
SEULES : proportion de personnes vivant seules

TABLEAU 5
Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation, Québec, 1995–1997

Quintile de défavorisation	Hommes (ans)	Femmes (ans)	TOTAL (ans)
Matérielle			
1	78,5	84,9	81,9
2	76,4	84,0	80,4
3	75,5	83,7	79,7
4	75,3	83,6	79,5
5	73,7	82,5	77,9
Sociale			
1	76,5	82,0	79,0
2	76,7	83,6	80,0
3	76,5	84,6	80,7
4	75,8	84,2	80,2
5	73,4	82,9	78,4
Matérielle et sociale			
1 et 1	79,7	83,7	81,8
5 et 5	71,0	81,1	76,0
Le Québec	75,8	83,7	79,8

Source : Fichier des décès, 1995–1997

et faibles dans le cas contraire. La faible scolarité, par exemple, croît de pair avec la défavorisation matérielle et non avec la défavorisation sociale. Cette observation est importante pour l'interprétation des relations entre les indicateurs de santé et de bien-être et la défavorisation.

L'espérance de vie à la naissance s'accroît de façon continue avec l'aisance matérielle, tant chez les hommes que chez les femmes (tableau 5) alors qu'il en va différemment avec la dimension sociale, chez les femmes. Au total, c'est près de 9 années d'espérance de vie qui séparent les hommes les plus et les moins défavorisés au Québec (quintiles 1 et 1 contre 5 et 5), et un peu moins de 3 années chez les femmes. La mortalité générale reprend ce profil mais il en va tout autrement de la mortalité prématurée liée au tabagisme (tableau 6). Ici, la progression entre la mortalité et la défavorisation est continue autant chez les hommes que chez les femmes et elle vaut autant pour la défavorisation matérielle que pour la défavorisation sociale.

L'hospitalisation croît également de pair avec la défavorisation matérielle, tant chez les hommes que chez les femmes (tableau 7). Elle varie par contre de manière différente avec la défavorisation sociale, alors qu'elle diminue d'abord avec elle pour ensuite croître de manière constante, mais très faiblement. Il en va tout

TABLEAU 6
Indices comparatifs de mortalité générale et de mortalité prématurée reliée au tabagisme^a
selon le sexe et le quintile de défavorisation, Québec, 1995–1997

Quintile de défavorisation	Mortalité générale (ICM) ^b			Mortalité tabagisme (ICM) ^b		
	Hommes	Femmes	TOTAL	Hommes	Femmes	TOTAL
Matérielle						
1	0,81 ***	0,89 ***	0,85 ***	0,67 ***	0,73 ***	0,71 ***
2	0,96 ***	0,98 ***	0,96 ***	0,98	0,96	0,97
3	1,03 **	1,00	1,01 *	1,02	1,00	1,01
4	1,03 ***	1,01	1,02 ***	1,09 ***	1,08 *	1,08 ***
5	1,14 ***	1,08 ***	1,12 ***	1,19 ***	1,16 ***	1,18 ***
Sociale						
1	0,92 ***	1,07 ***	1,01	0,85 ***	0,88 **	0,90 ***
2	0,92 ***	0,99	0,97 ***	0,86 ***	0,88 **	0,89 ***
3	0,94 ***	0,93 ***	0,94 ***	0,96	0,88 **	0,94 **
4	1,00	0,97 ***	0,98 ***	1,01	1,01	0,99
5	1,18 ***	1,05 ***	1,09 ***	1,30 ***	1,26 ***	1,23 ***
Matérielle et sociale						
1 et 1	0,68 ***	0,88 ***	0,77 ***	0,53 ***	0,69 ***	0,60 ***
5 et 5	1,37 ***	1,17 ***	1,26 ***	1,63 ***	1,47 ***	1,52 ***
Le Québec	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

^a Voir au tableau 2.

^b ICM (indice comparatif de mortalité) différent de la valeur québécoise (1,00) à $p < 0,001$ ***; $p < 0,01$ **; $p < 0,05$ *.

Source : Fichier des décès, années 1995 à 1997

TABLEAU 7
Taux d'hospitalisation générale^a et d'hospitalisation reliée aux troubles mentaux^b
selon le sexe et le quintile de défavorisation, Québec, 1997-1998

Quintile de défavorisation	Hospitalisation générale (%)			Hospitalisation troubles mentaux (%)		
	Hommes	Femmes	TOTAL	Hommes	Femmes	TOTAL
Matérielle						
1	10,3	11,1	10,7	0,60	0,80	0,70
2	12,2	12,8	12,5	0,76	1,01	0,89
3	12,6	13,3	13,0	0,81	1,09	0,95
4	13,1	13,7	13,5	0,93	1,10	1,02
5	14,2	15,1	14,7	1,01	1,29	1,15
Sociale						
1	12,2	13,9	13,2	0,62	0,86	0,74
2	11,7	13,2	12,6	0,67	0,88	0,77
3	12,4	12,8	12,6	0,76	0,93	0,85
4	12,8	13,0	12,9	0,91	1,13	1,03
5	13,9	14,2	13,9	1,19	1,46	1,33
Matérielle et sociale						
1 et 1	9,3	11,2	10,4	0,45	0,63	0,55
5 et 5	15,9	16,7	16,2	1,49	1,72	1,61
Le Québec	12,5	13,2	12,9	0,82	1,05	0,94

^a Taux pour 100 habitants

^b Voir au tableau 2.

Source : Fichier Med-Écho, année 1997-1998

autrement de l'hospitalisation pour troubles mentaux qui augmente de façon continue tant chez les hommes que chez les femmes et pour l'une et l'autre formes de défavorisation. Une telle augmentation vaut également pour le taux de fécondité chez les adolescentes et le taux de naissances de bébé de faible poids (tableau 8).

Discussion

L'ampleur des inégalités mises en évidence, et l'ampleur tout spécialement des inégalités dans la mortalité prématurée par tabagisme, l'hospitalisation pour troubles mentaux, la fécondité chez les adolescentes et les naissances de bébé de faible poids montre que l'indice de défavorisation est particulièrement sensible aux conditions matérielles et sociales d'existence.

Notre approche pour y parvenir n'est pas totalement nouvelle. Déjà, au Canada, on a eu recours au code postal à 6 positions pour introduire une mesure de revenu sur des enregistrements de décès⁴⁶⁻⁴⁸ et des écarts d'espérance de vie comme de mortalité, pour plusieurs causes, ont pu être retracés. Néanmoins notre approche diffère des études antérieures sur plusieurs plans.

Elle repose d'abord sur un concept de défavorisation clairement établi, comprenant deux dimensions, l'une matérielle (incluant une mesure de revenu) et l'autre sociale, deux dimensions que retrouve d'ailleurs notre analyse en composante principale. Nos résultats montrent que ces dimensions ne se superposent pas nécessairement sur le territoire québécois et que des milieux peuvent très bien être défavorisés au plan matériel et pas au plan social, et inversement. Ils montrent aussi que l'une et l'autre formes de défavorisation peuvent avoir un impact sanitaire qui lui est propre et qui s'accroît lorsque les deux formes interviennent conjointement. Cet impact peut également varier entre les sexes et selon l'indicateur de santé et de bien-être considéré. Il y a donc un intérêt à distinguer ces deux formes de défavorisation.

Notre approche recourt également à des statistiques issues du SD (plutôt que du secteur de recensement) pour estimer le niveau de défavorisation des personnes. Des travaux réalisés au Québec⁴⁹ et ailleurs^{7,33,34} montrent que plus le territoire de référence est petit, plus la population est homogène, plus on évite les erreurs de classification et plus on décèle des écarts de santé qui sont importants. Une étude récente réalisée au Manitoba⁵⁰ indique également que le revenu moyen des ménages du SD est un aussi bon prédicteur de mortalité, d'hospitalisation et d'autres problèmes de santé que le revenu déclaré par le ménage lors du recensement. Ainsi, il semble y avoir un avantage à retenir le SD dans ce genre d'étude.

Certains travaux^{51,52} nous rappellent cependant qu'une mesure territoriale, si petit soit le territoire, n'est pas une mesure individuelle et qu'il peut être hasardeux d'utiliser l'une comme proxy de l'autre. De fait, une mesure territoriale est un condensé de caractéristiques individuelles et de caractéristiques du milieu qui, séparément et conjointement, ont un impact sur la santé de la population^{53,54}. Avoir recours à une mesure territoriale fournit ainsi une

TABLEAU 8
Taux de fécondité chez les adolescentes^a et
taux de naissances de bébés de faible poids^b
chez l'ensemble des femmes du Québec, selon
le quintile de défavorisation, 1995–1997

Quintile de défavorisation	Fécondité (%)	Faible poids (%)
Matérielle		
1	0,58	5,07
2	1,09	5,35
3	1,53	5,89
4	1,95	6,19
5	2,65	7,12
Sociale		
1	0,92	5,22
2	0,94	5,54
3	1,30	5,93
4	1,93	6,28
5	3,11	6,74
Matérielle et sociale		
1 et 1	0,26	4,72
5 et 5	4,71	8,19
Québec	1,56	5,94

^a Naissances chez les femmes de moins de 20 ans pour 100 femmes de 15 à 19 ans
^b Naissances de moins de 2500 grammes pour 100 naissances vivantes
Source : Fichier des naissances, années 1995 à 1997

estimation globale de cet impact sur la santé de la population sans que la contribution respective des caractéristiques individuelles et des caractéristiques du milieu ait pu être précisée.

Notre approche propose enfin un modèle de défavorisation qui couvre la vaste majorité du territoire et de la population du Québec et non seulement un échantillon ou une partie de celui-ci. Il propose notamment un modèle qui soit valable partout, peu importe la zone de résidence. Un tel modèle peut donc favoriser une connaissance plus complète des inégalités de santé et de bien-être chez la population ainsi qu'une planification adaptée des ressources, en tout point du territoire, ce qui constitue un avantage pour un système de santé et de services sociaux qui, comme au Québec, laisse une large place à l'intervention locale et régionale.

Le présent indice offre justement de nombreuses possibilités pour la planification et l'intervention sociosanitaire. En voici quelques-unes.

Il nous paraît d'abord important de réaliser une analyse extensive des inégalités dans tous les secteurs relatifs à la santé et au bien-être de la population. Notre indice de défavorisation le permet et nous débutons une analyse détaillée non seulement de la mortalité et des hospitalisations mais aussi des tumeurs malignes, de la consommation médicale et des services à l'intention des jeunes (victimes d'abus et de négligence) et des personnes âgées résidant à domicile. Cette analyse permettra une

première évaluation des inégalités de santé et de bien-être reliées à la défavorisation, un suivi de ces inégalités et leur prise en compte dans les politiques et programmes publics.

Notre indice peut également soutenir l'intervention à l'échelle régionale et locale. Comme l'indice est une mesure géographique, issue du recensement, il peut servir à établir le profil de défavorisation des communautés, à l'échelle régionale et locale, et à préciser leur localisation sur le territoire. Comme l'indice peut aussi être introduit dans les fichiers clientèles qui traduisent le recours aux services, il peut servir à établir le profil de défavorisation des clientèles desservies, à l'échelle régionale et locale. En comparant le profil de défavorisation de la population à celui des clientèles, il devient alors possible d'estimer le niveau de pénétration des services auprès de la population défavorisée du territoire. Nous avons d'ailleurs démarré un tel projet en ce qui concerne les services dispensés dans les CLSC du Québec.

Notre indice peut enfin faciliter la mesure des besoins de la population en matière d'allocation des ressources entre les régions et les communautés locales. Actuellement, la mesure des besoins au Québec^{55,56}, ailleurs au Canada⁵⁷⁻⁵⁹ et dans le monde^{60,61} tient compte de deux paramètres, l'âge de la population et ses caractéristiques sociosanitaires, et elle fait appel à deux méthodologies distinctes, une pour chacun des paramètres. Notre indice de défavorisation permettra d'unifier la mesure des besoins, en recourant dans les deux cas à un profil de consommation qui soit provincial et que l'on projette à l'échelle régionale ou locale.

En somme, les possibilités offertes par l'indice à des fins de connaissance et d'intervention sociosanitaire sont considérables, et ce, non seulement au Québec mais aussi ailleurs au Canada puisque les outils nécessaires à sa confection existent.

Références

1. Organisation mondiale de la santé. *Stratégie mondiale de la santé pour tous d'ici l'an 2000*. Genève: OMS, 1981.
2. World Health Organization. Regional Office for Europe. *Targets for health for all*. Copenhagen, 1985.
3. Mhatre SL, Deber RB. From equal access to health care to equitable access to health: a review of Canadian provincial health commissions and reports. *Int J Health Serv* 1992;22(4):645-68.
4. Forum national sur la santé. *La santé au Canada : un héritage à faire fructifier* [rapports de synthèse et documents de référence]. Ottawa: Santé Canada, 1998.
5. Ministère de la Santé et des Services sociaux. *La politique de la santé et du bien-être*. Québec: MSSS, 1992.
6. Ministère de la Santé et des Services sociaux. *Priorités nationales de santé publique 1997-2002*. Québec: MSSS, 1997.
7. Santé Québec. *Et la santé, ça va en 1992-1993. Rapport de l'enquête sociale et de santé 1992-1993, vol. 1 et 2*. Montréal: Santé Québec, 1995.
8. Wilkins R. L'inégalité sociale face à la mortalité à Montréal, 1975-1977. *Cahiers québécois de démographie* 1980;9(2):159-84.
9. Choinière R. Les disparités géographiques de la mortalité dans le Montréal métropolitain, 1984-1988. *Cahiers québécois de démographie* 1991;20(1):117-46.
10. Loslier L. *La mortalité dans les aires sociales de la région métropolitaine de Montréal*. Série Les indicateurs de santé. Québec: Ministère des Affaires Sociales, 1976.
11. Loslier L. *La différenciation spatiale et sociale de la mortalité dans la région métropolitaine de Québec*. Montréal: Université du Québec à Montréal, 1977.
12. Veillette S, Perron M, Hébert G. *La mortalité dans les aires sociales de l'agglomération de Chicoutimi-Jonquière*. Jonquière: Groupe Écobes, 1992.
13. Townsend P. Deprivation. *J Soc Policy* 1987;16(2):125-46.
14. Sullivan RB, Bélanger JP. *Le capital social au Québec : revue de littérature et essai d'application à la réalité québécoise*. Groupe de recherche sur les aspects sociaux de la santé et de la prévention. Montréal: Université de Montréal, 1998.
15. Sloggett A, Joshi, H. Higher mortality in deprived areas: community or personal disadvantage? *BMJ* 1994;309:1470-4.
16. Phillimore P, Beattie A, Townsend, P. Widening inequality of health in northern England, 1981-91. *BMJ* 1994;308:1125-8.
17. Eames M, Ben-Shlomo Y, Marmot MG. Social deprivation and premature mortality: regional comparison across England. *BMJ* 1993;307:1097-102.
18. Pollock AM, Vickers N. Breast, lung and colorectal cancer incidence and survival in South Thames Region, 1987-1992: the effect of social deprivation. *J Public Health Med* 1997;19(3):288-94.
19. Huff N, Macleod C, Ebdon D, et al. Inequalities in mortality and illness in Trent NHS Region. *J Public Health Med* 1999;21(1):81-7.
20. Eachus J, Williams M, Chan P, et al. Deprivation and cause specific morbidity: evidence from the Somerset and Avon survey of health. *BMJ* 1996;312:287-92.
21. Jones CM, Worthington H. The relationship between water fluoridation and socioeconomic deprivation on tooth decay in 5-year-old children. *Br Dent J* 1999;186(8):397-400.
22. Tansella M, Bisoffi G, Thornicroft G. Are social deprivation and psychiatric service utilisation associated in neurotic disorders? *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 1993;28:225-30.
23. Thornicroft G, Margolius O, Jones D. The TAPS project. 6: New long stay psychiatric patients and social deprivation. *Br J Psychiatry* 1992;161:621-4.
24. Malmström M, Sundquist J, Johansson SE, Johansson LM. The influence of social deprivation as measured by the CNI on psychiatric admissions. *Scand J Public Health* 1999;27(3):189-95.
25. Koppel S, McGuffin P. Socio-economic factors that predict psychiatric admissions at a local level. *Psychol Med* 1999;29:1235-41.
26. Kawachi I, Kennedy BP, Wilkinson RG. Crime: social disorganization and relative deprivation. *Soc Sci Med* 1999;48(6):719-31.

27. Crayford T, Shanks J, Bajekal M, et al. Analysis from inner London of deprivation payments based on enumeration districts rather than wards. *BMJ* 1995;311:787-8.
28. Bajekal M, Sundquist J, Jarman B. The Swedish UPA score: an administrative tool for identification of underprivileged areas. *Scand J Med* 1996;24(3):177-84.
29. Carstairs V, Morris R. Deprivation: explaining differences in mortality between Scotland and England and Wales. *BMJ* 1989;299:886-9.
30. Jarman B. Identification of underprivileged areas. *BMJ* 1983;286:1705-8.
31. Morris R, Carstairs V. Which deprivation? A comparison of selected deprivation indexes. *J Public Health Med* 1991;13(4):318-26.
32. Salmon C, Crampton P, Sutton F. NSDep91: a New Zealand index of deprivation. *Aust N Z J Public Health* 1998;22(7):835-7.
33. Haining R, Wise S, Blake M. Constructing regions for small area analysis: material deprivation and colorectal cancer. *J Public Health Med* 1994;16(4):429-38.
34. Hyndman JCG, D'Arcy C, Holman J, et al. Misclassification of social disadvantage based on geographical areas: comparison of postcode and collector's district analyses. *Int J Epidemiol* 1995;24(1):165-76.
35. Statistique Canada. *Fichier de conversion des codes postaux. Codes postaux de mai 1998*. Ottawa, 1998; cat. 92F0027XDB.
36. Statistique Canada. *Dictionnaire du recensement de 1996. Recensement du Canada de 1996*. Ottawa, 1997; cat. 92-351-XPF.
37. Statistique Canada. *Fichier de la pondération de la population par codes postaux, Québec. Codes postaux de mai 1998*. Ottawa.
38. Davies WKD, Murdie RA. Measuring the social ecology of cities. Dans: Bourne LS, Ley DS, rédacteurs. *The changing social geography of Canadian cities*. Montréal: McGill University Press, 1993.
39. Renaud J, Mayer M, Lebeau R. *Espace urbain, espace social. Portrait de la population des villes du Québec*. Montréal: Éditions Saint-Martin, 1996.
40. Perron M, Richard L, Veillette S, Hébert G. *Aires sociales et conditions de vie au Saguenay. Un outil de développement régional*. CEGEP de Jonquière: Groupes Écobs, 1995.
41. Armitage P. *Statistical methods in medical research*. Londres: Blackwell Scientific Publications, 1971.
42. Collishaw NE, Leahy K. Mortalité attribuable au tabagisme au Canada, 1989. *Maladies chroniques au Canada* 1991;12(4):49-52.
43. Berendes H, Kessel S, Yaffe S, rédacteurs. *Advances in the prevention of low birthweight: an international symposium*. Washington (DC): National Center for Education in Maternal and Child Health, 1991.
44. Pampalon R, Gauthier D, Raymond G, Beaudry D. *La santé à la carte. Une exploration géographique de l'enquête Santé Québec*. Québec: Les Publications du Québec, 1990.
45. Pampalon R, Loslier L, Raymond G, Provencher P. *Les variations géographiques de la santé. Rapport de l'Enquête sociale et de santé 1992-1993. Volume 3*. Montréal: Santé Québec, 1995.
46. Wigle DT, Mao Y. *Mortalité urbaine au Canada selon le niveau de revenu*. Ottawa: Direction générale de la protection de la santé, Santé et Bien-être social Canada;1980.
47. Wilkins R, Adams O, Brancker A. Évolution de la mortalité selon le revenu dans les régions urbaines du Canada entre 1971 et 1986. *Rapports sur la santé* 1989;1(2):137-74.
48. Choinière R. *Évolution des disparités de la mortalité selon le revenu à Montréal*. 67^e Congrès de l'ACFAS. Ottawa, 1999.
49. Pampalon R, Raymond G, Caouette L, Côté L. *Révision du modèle des aires homogènes utilisé dans les enquêtes générales de Santé Québec*. Cahier technique. Montréal: Santé Québec, 1998.
50. Mustard CA, Derksen S, Berthelot JM, Wolfson M. Assessing ecologic proxies for household income: a comparison of household and neighbourhood level income measures in the study of population health status. *Health and Place* 1999;5:157-71.
51. Geronimus AT, Bound J. Use of census-based aggregate variables to proxy for socioeconomic group: evidence from national samples. *Am J Epidemiol* 1998;148(5):475-96.
52. Demissie K, Hanley JA, Menzies D, Joseph L, Ernst P. Concordance des mesures du statut socio-économique : mesures par région et mesures individuelles. *Maladies chroniques au Canada* 2000;21(1):1-7.
53. Macintyre S, Maciver S, Sooman A. Area, class and health: should we be focusing on places or people? *J Soc Policy* 1993;22(2):213-43.
54. Pampalon R, Duncan C, Subramanian SV, Jones K. Geographies of health perception in Quebec: a multilevel perspective. *Soc Sci Med* 1999;48:1483-90.
55. Pampalon R, Saucier A, Berthiaume N, et al. The selection of needs indicators for regional resource allocation in the fields of health and social services in Quebec. *Soc Sci Med* 1996;42(6):909-22.
56. Pampalon R. L'approche québécoise en matière d'indicateurs de besoins pour l'allocation régionale des ressources. *Actes du 5^e colloque du CREDES*. Paris, 1998:3-13.
57. Eyles J, Birch S, Chambers S, et al. A needs-based methodology for allocating health care resources in Ontario, Canada: development and an application. *Soc Sci Med* 1991;33(4):489-500.
58. Saskatchewan Health. *Introduction of needs-based allocation of resources to Saskatchewan district health boards 1994-95; refinements for 1995-96*. Regina: Strategic Programs Branch, 1995.
59. Mustard C, Derksen S. *A needs-based funding methodology for regional health authorities: a proposed framework*. Manitoba Centre for Health Policy and Evaluation, University of Manitoba; 1997.
60. Carr-Hill RA, Hardman G, Martin S, et al. A new formula for distributing hospital funds in England. *Interfaces* 1997;27:53-70.
61. Lucas-Gabrielli V, Polton D. Réflexions sur les dispositifs actuels d'allocation de ressources en France. *Actes du 5^e colloque du CREDES*. Paris, 1998:14-122. ■

Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après la profession ou la zone postale

Raywat Deonandan, Karen Campbell, Truls Ostbye, Ian Tummon et James Robertson

Résumé

Sept méthodes d'évaluation du statut socio-économique (SSE) ont été comparées, dont quatre méthodes fondées sur des données propres aux individus (Blishen, Pineo-Porter, British Registrar General, Hollingshead) et trois fondées sur les caractéristiques moyennes des résidents de la zone postale (revenu, niveau de scolarité, combinaison du revenu et du niveau de scolarité). On a utilisé des données puisées dans les dossiers de 151 patients recourant à la fécondation in vitro. On a observé une forte corrélation entre les quatre échelles fondées sur des données individuelles (coefficient de corrélation de Spearman se situant entre 0,6 et 0,9); cependant, la corrélation entre ces quatre échelles et les mesures fondées sur le code postal n'était que modérée (coefficient de corrélation de Spearman se situant entre 0,2 et 0,3).

Mots clés : codes postaux; fécondation in vitro; Ontario; statut socio-économique

Introduction

Le statut socio-économique (SSE) est depuis toujours une variable explicative primordiale dans les études épidémiologiques. Les personnes ayant un faible statut socio-économique ont une espérance de vie moindre et des taux de mortalité plus élevés pour presque toutes les causes de décès¹, sans compter que divers états morbides sont aussi associés au SSE. Utilisé comme variable explicative dans les études sur la santé, le SSE a servi à formuler des recommandations relatives aux politiques de santé² et à déterminer les répercussions sur la santé publique des besoins alimentaires observés dans différentes couches sociales³. De plus, le SSE est depuis longtemps un facteur important dans beaucoup d'études dans le domaine des sciences sociales.

Dans une longue revue de l'utilisation du SSE en épidémiologie, Liberatos et ses collaborateurs¹ signalent que la plupart des mesures reposent sur trois dimensions reliées entre elles : la profession, le niveau de scolarité et le revenu. On se sert souvent d'un classement des professions le long de l'échelle socio-économique, parce que la profession est considérée comme un indicateur fiable de la position sociale relative d'un individu dans les sociétés industrielles. Il n'est donc guère surprenant

que beaucoup d'échelles et d'indices d'évaluation du SSE, comme ceux décrits par Pineo et ses collaborateurs⁴, se fondent sur le prestige social de la profession des sujets, considéré comme un indicateur primordial.

La mesure exacte du SSE fait problème dans les études où il est impossible de distribuer à tous les sujets un questionnaire personnel détaillé. Le niveau de scolarité et le revenu sont particulièrement difficiles à évaluer dans les ensembles de données administratives ou médicales, puisqu'on recueille rarement de telles données. Dans le cas de données démographiques ou administratives qui n'indiquent pas la profession, ni le niveau de scolarité ou le revenu, on utilise parfois les données des recensements, en estimant le revenu et le niveau de scolarité des individus d'après la moyenne dans leur quartier. L'existence de différentes échelles professionnelles et d'autres mesures indirectes laisse entrevoir l'ampleur du problème.

Bien que la profession puisse être considérée comme un important facteur unique d'estimation de la classe sociale et du statut pour divers types d'enquêtes, pour d'autres études, il est souhaitable d'estimer le SSE plus globalement en intégrant des mesures du niveau de scolarité et du revenu. Les données sur la profession ou

Références des auteurs

Raywat Deonandan, Karen Campbell et James Robertson, Department of Epidemiology and Biostatistics, Faculty of Medicine, University of Western Ontario, London (Ontario)

Truls Ostbye, Department of Community and Family Medicine, Duke University, Durham, North Carolina, États-Unis

Ian Tummon, Department of Obstetrics and Gynaecology, London Health Sciences Centre, London (Ontario)

Correspondance : Ray Deonandan, Department of Epidemiology and Biostatistics, Faculty of Medicine, University of Western Ontario, London (Ontario) N6A 5C1; Courriel : ray@deonandan.com

les données de recensement indexées par quartier doivent alors suffire pour estimer le niveau de scolarité et le revenu. Pour estimer le SSE en l'absence de dossiers plus précis et plus détaillés, on utilise couramment des données obtenues en dérivant des renseignements sur les individus à partir des données du recensement sur leur milieu, données fondées sur le code postal. Collins et ses collaborateurs⁵, entre autres, ont utilisé cette méthode pour dériver des données sur le revenu et sur d'autres variables démographiques des codes postaux au Canada. L'impressionnant niveau de documentation, de numérisation et d'accessibilité des systèmes de compilation et d'extraction de données de Statistique Canada rend attrayante l'utilisation des données du recensement pour l'estimation du SSE.

Afin de valider l'application de n'importe laquelle des méthodes d'estimation du SSE dans le cadre d'études plus vastes portant sur une population spécialisée semblable, nous avons réalisé cette étude pour mesurer le degré de concordance entre sept méthodes d'estimation du statut socio-économique en utilisant, comme l'ont fait Collins et ses collaborateurs⁵, une population de personnes cliniquement infertiles faisant appel à la fécondation *in vitro* (FIV).

Méthodes

Nous avons extrait les données des dossiers administratifs et médicaux de 200 patients choisis au hasard (sur un total possible de 3 373 dossiers de patients) de la clinique de FIV du *London Health Sciences Centre* de London, en Ontario. Cet ensemble de données devrait être utilisé dans le cadre d'une étude de contrôle de la qualité portant sur une étude de plus grande envergure sur la FIV, dans laquelle le code postal est utilisé comme variable substitutive du SSE. Cette plus petite étude a donc été entreprise pour évaluer la validité de cette méthode par rapport à d'autres mesures du SSE décrites dans la littérature scientifique.

Parmi les données extraites figuraient les professions autodéclarées des patients et de leurs conjoints de même que le code postal de leur domicile. On n'a retenu que les patients ayant un dossier complet indiquant le code postal et la profession; c'était le cas de 151 patients.

Estimation du SSE

Après avoir dépouillé la littérature médicale et anthropologique, nous avons retenu sept méthodes d'estimation du SSE parce qu'elles étaient souvent utilisées dans les études sur l'infertilité ou dans des études de portée plus vaste dans le domaine de la santé publique au Canada. Quatre de ces méthodes sont des mesures directes fondées sur des données individuelles (désignées dans cet article de la façon suivante : Blishen, Pineo-Porter, Hollingshead et British), et les trois autres méthodes reposent sur le code postal. Malheureusement, le codage utilisé pour classer les professions autodéclarées dans les catégories établies était subjectif dans ces méthodes d'estimation du SSE, le chercheur pouvant à sa discrétion

classer la profession de chaque patient dans la catégorie qui lui semblait appropriée. Cette subjectivité a été partiellement corrigée par la trichotomisation de toutes les échelles (expliquée en détail plus loin), ce qui a permis de mettre en lumière des concordances potentielles.

L'échelle de classement des professions élaborée par Blishen et ses collaborateurs⁶ est abondamment utilisée dans les études sur la santé publique au Canada. L'échelle de Blishen attribue des codes de SSE aux professions qui figurent dans la *Classification canadienne descriptive des professions* de 1981. Les auteurs de cette échelle ont dérivé des indicateurs des niveaux de scolarité et de revenu correspondant à chaque catégorie professionnelle. Les indicateurs de revenu se fondaient sur le revenu d'emploi médian regroupé de tous les participants rémunérés au marché du travail dans chaque profession; le niveau de scolarité était fondé sur la proportion de personnes ayant fait des études supérieures dans cette catégorie professionnelle. Les auteurs de l'étude initiale ont fait remarquer que la validité de la concordance supposée entre le prestige professionnel et le prestige socio-économique était douteuse, étant donné que le prestige socio-économique est en réalité une mesure composite des trois dimensions que sont le niveau de scolarité, le revenu et le prestige professionnel. C'est pourquoi ils ont proposé un score de SSE obtenu par une régression linéaire fondée sur les scores de prestige de Pineo-Porter décrits ci-dessous; en procédant de cette façon, ils se trouvaient, selon leurs propres mots, à «utiliser le moins possible le prestige professionnel». On trouve dans l'étude initiale la liste de nombreuses professions courantes assorties des scores de SSE correspondants.

La méthode de Pineo-Porter⁴ attribue des scores de prestige à 16 catégories professionnelles et constitue la base de la méthode de Blishen. Elle a été conçue, en partie, pour tester les codes du recensement de 1971.

Ce que nous appelons la «méthode British» ressemble à la méthode de Wilson-Barona⁷ et utilise les niveaux de classe sociale définis par le conservateur des actes de l'État civil de la Grande-Bretagne (*British Registrar General*). Ces niveaux sont résumés dans l'étude de Benzeval et ses collaborateurs². Une mise en garde s'impose étant donné les différences culturelles entre la société britannique et la société canadienne, mais nous partons néanmoins de l'hypothèse qu'une profession jouissant d'un certain prestige dans une culture aura un prestige comparable dans l'autre.

La méthode de Hollingshead⁸, utilisée par Newton et ses collaborateurs⁹, range chaque profession dans une de neuf catégories, la neuvième correspondant au statut socio-économique le plus élevé.

Les trois dernières méthodes d'estimation du SSE font toutes appel à des données sur le niveau de scolarité, le revenu et le produit de la scolarité et du revenu, données qui sont dérivées des caractéristiques associées à la zone postale. En ce qui concerne les données utilisées dans cette étude, Statistique Canada a pu fournir ces renseignements par secteur de dénombrement, celui-ci étant plus

petit que la zone postale. Cependant, seuls les codes postaux des sujets figuraient dans l'ensemble des données, si bien que nous avons choisi pour chaque code postal le secteur de dénombrement qui semblait lui correspondre le plus exactement (appariement). Statistique Canada effectue l'appariement (*best match*) en choisissant le secteur de dénombrement ayant le plus grand nombre d'adresses recensées à l'intérieur de la zone postale en question ou, dans le cas des régions rurales, le secteur de dénombrement dans lequel se trouve le bureau de poste principal. On n'a pas utilisé les adresses de voirie.

La première des méthodes fondées sur le code postal comportait l'utilisation de données sur le niveau de scolarité provenant du recensement de 1996. Il s'agissait du nombre d'individus recensés dans un secteur de dénombrement qui avaient terminé chacun des six niveaux d'études suivants, présentés par ordre ascendant de prestige : moins de neuf ans de scolarité, une partie du cours secondaire, un certificat de compétence ou un autre diplôme, d'autres études non universitaires, une partie du cours universitaire ou l'obtention d'un diplôme d'étude universitaire. On calculait le score intégral de SSE en faisant la somme pondérée de ces variables (les coefficients de pondération étant établis en fonction du nombre de personnes ayant déclaré avoir atteint chaque niveau de scolarité) et en divisant le résultat par le nombre total de familles recensées dans chaque secteur de dénombrement.

Les données sur le revenu provenant du recensement — le revenu familial moyen dans chaque secteur de dénombrement — étaient la deuxième méthode fondée sur le code postal. Dans les cas où le revenu moyen équivalait à zéro, on présumait qu'il s'agissait d'un secteur ayant refusé de coopérer et on l'excluait de l'étude. Pour pouvoir faire des comparaisons statistiques avec d'autres méthodes de mesure du SSE, qui renvoient aux moyennes nationales, les données sur le revenu ont été trichotomisées de façon analogue : on a divisé en trois niveaux les données sur le revenu familial moyen provenant du recensement national de 1996 au Canada, chaque niveau comptant un nombre à peu près égal de personnes recensées. Les divisions sont imprécises parce que les données de Statistique Canada étaient elles-mêmes déjà divisées en intervalles de revenu.

Comme la méthode de Blishen repose sur l'hypothèse, justifiée d'ailleurs, que l'estimation du SSE peut être assimilée à la combinaison linéaire des deux variables que sont le niveau de scolarité et le revenu, il est utile de mettre à l'essai une autre combinaison simple de ces deux variables : leur produit. Il s'agissait là de la troisième méthode d'estimation du SSE fondée sur le code postal utilisée. Une moyenne pondérée en fonction de coefficients identiques à ceux de l'équation linéaire de Blishen donnerait une réponse semblable à celle obtenue par la méthode de Blishen, tout comme le développement de séries exponentielles. Cependant, comme les données sont réduites à un type ordinal discret, le produit obtenu par une simple multiplication sert d'approximation.

Méthodes statistiques

On a construit des tableaux de contingence pour comparer entre eux les résultats obtenus à l'aide des sept méthodes d'estimation du SSE. Les données ont été réduites à des scores intégraux de SSE classés par rang, et on a calculé les coefficients de Spearman pour déterminer l'importance de la corrélation entre les sept méthodes. Toutes ces méthodes produisent des échelles d'intervalles différents, mais ces échelles ont toutes été ramenées par trichotomisation à trois niveaux de SSE, «faible», «moyen» et «élevé» pour l'une des deux analyses de cette étude. Après avoir classé les données dans ces catégories, on a calculé les statistiques de kappa pour évaluer le degré de concordance entre les différentes méthodes. Cette trichotomisation avait pour but de prévenir toutes les réserves à propos de la subjectivité d'un codage effectué en fonction de paramètres de catégorie rigoureux.

Pour la méthode de Blishen, les valeurs limites qui déterminaient l'intervalle du SSE moyen étaient définies comme le score moyen de Blishen pour l'ensemble de la population, auquel on ajoutait ou on soustrayait 1,5 écart-type. On a trichotomisé les scores de Pineo-Porter en regroupant les catégories comportant un même degré de prestige. Comme, dans tous les cas, la valeur monétaire des fermes ou des entreprises ne figurait pas dans les dossiers des patients, les propriétaires de petites entreprises et les agriculteurs ont systématiquement été classés dans la catégorie du SSE moyen quand on a appliqué la méthode de Hollingshead. Or, comme l'étude initiale de Hollingshead remonte à plus de 20 ans, nous avons modifié la procédure de codage subjectif de manière à représenter la valeur monétaire actuelle d'entreprises comparables.

Dans l'analyse primaire, on suppose que le statut d'un ménage correspond au SSE de la profession «la plus prestigieuse» de ce ménage, ce qui fait intervenir le revenu le plus élevé et le niveau de scolarité le plus élevé des deux conjoints. Ainsi, une ménagère traditionnelle, dont le score est faible selon certaines échelles, se verra attribuer le même statut socio-économique (prestige, niveau de vie, possibilités sociales, etc.) que son conjoint, lequel a généralement un emploi mieux coté.

Deux analyses secondaires ont été menées dans un but d'exploration. Pour chaque méthode d'estimation du SSE, on a calculé la moyenne arithmétique du score du patient ou de la patiente et de son conjoint ou de sa conjointe. Cette moyenne a été considérée comme l'estimation du SSE du ménage. Par ailleurs, pour tenir compte de la possibilité que les résultats obtenus à l'aide des différentes méthodes puissent concorder davantage quant à l'évaluation des professions traditionnellement exercées par les personnes de l'un ou l'autre sexe, les données correspondant aux hommes et aux femmes ont été séparées et testées de façon indépendante.

TABLEAU 1
Concordance entre les méthodes d'estimation du statut socio-économique (SSE)^a selon le score kappa et un intervalle de confiance (IC) à 95 %

Méthode SSE	Pineo-Porter		British		Hollingshead	
	κ	IC à 95 %	κ	IC à 95 %	κ	IC à 95 %
British	0,553	0,439–0,668				
Hollingshead	0,065	-0,029–0,159	0,233	0,118–0,349		
Code postal—revenu	-0,012	-0,091–0,066	0,11	0,008–0,212	0,06	-0,083–0,203
Code postal—scolarité	0,096	-0,034–0,226	-0,026	-0,143–0,091	-0,051	-0,123–0,022

^a SSE fondé sur le score professionnel le plus élevé entre deux conjoints.

Résultats

Les scores de concordance de kappa sont présentés dans le tableau 1 et les coefficients de corrélation des rangs de Spearman figurent dans le tableau 2. Il n'y a pas de scores kappa dans les comparaisons avec la méthode de Blishen, en raison du peu de mesures de faible SSE obtenues avec cette méthode.

En règle générale, les scores kappa étaient modérés. Comme on pouvait s'y attendre, les scores les plus élevés correspondaient aux comparaisons entre la méthode British et la méthode de Pineo-Porter. Cela n'est guère surprenant puisque la méthode de Pineo-Porter a été dérivée, en partie, de l'échelle du prestige mise au point par le conservateur des données de l'État civil de la Grande-Bretagne.

Le rapport entre les méthodes fondées sur le code postal et les autres revêt plus d'intérêt. Dans le cas de ces comparaisons, et les scores kappa, et les scores de corrélation étaient faibles.

Les résultats des analyses secondaires concordaient dans l'ensemble avec ceux des analyses primaires. C'est dans la comparaison ne faisant intervenir que des hommes que l'on trouve le plus fort degré de concordance générale. Les résultats des analyses secondaires ne sont pas présentés ici.

Discussion

Les méthodes fondées sur le code postal ne permettaient pas d'estimer le SSE de la même façon que les méthodes fondées sur la profession. Dans cette comparaison, les scores les plus élevés, aussi bien sur le plan de la concordance que des corrélations, ont été observés lorsque l'on comparait des hommes uniquement avec des hommes. Cela suppose que le SSE des ménages, ostensiblement mesuré par les méthodes fondées sur le code postal, correspond davantage à la profession de l'homme qu'à celle de la femme, du moins dans cet échantillon de données. Si cette constatation n'est pas due à un artefact, elle pourrait s'expliquer par des questions liées aux relations entre les sexes, à la religion ou à la richesse. Elle a un certain rapport avec la constatation de Collins

et ses collaborateurs⁵, qui ont expliqué que la profession de l'homme dans leur échantillon canadien était statistiquement plus susceptible que celle de la femme d'influencer la décision du couple de recourir ou non à des services et à des technologies de procréation assistée. Selon leurs données, chez les couples désireux d'obtenir de tels services, seulement 1,7 % des hommes étaient chômeurs, contre 15,9 % des femmes. Sauer et ses collaborateurs¹⁰ ont observé un taux de chômage presque identique chez les femmes californiennes candidates à une FIV, ce qui tend à confirmer l'hypothèse que l'évaluation de la situation financière des ménages faisant appel à des services de FIV est plus juste si elle repose sur le revenu de l'homme.

La méthode composite fondée sur le produit du revenu et du niveau de scolarité, d'après les données du recensement, tient compte de l'idée de Liberatos selon laquelle le SSE doit absolument englober à la fois la richesse financière et la richesse éducationnelle¹. Elle donne des résultats encourageants, parce que tous les scores de corrélation qu'elle fournit sont supérieurs à ceux qui se fondent uniquement sur les données du recensement quant au niveau de scolarité et à la plupart de ceux qui reposent sur les données du recensement quant au revenu. Cependant, il serait peut-être souhaitable de trouver une meilleure façon de combiner les deux mesures. Une combinaison linéaire, comme celle que l'on trouve dans la méthode de Blishen, serait possible si les données du recensement en question n'étaient pas présentées par catégorie mais si elles étaient plutôt représentatives des ménages individuels, au lieu d'être des moyennes pour les secteurs de dénombrement.

Krieger et ses collaborateurs ont analysé de façon très rigoureuse¹¹ les lacunes générales de la plupart des méthodes d'estimation du SSE. Ils ont mis en lumière un aspect frappant de cette population précise : le SSE varie avec le temps. Krieger a suggéré que le SSE soit mesuré à différents moments, ce qui serait pertinent en l'occurrence, puisque la préparation d'un couple désireux de recourir à la FIV à une grossesse imminente pourrait comprendre certaines modifications de son train de vie, qui pourraient par exemple toucher la situation d'emploi.

TABLEAU 2
Corrélation entre les méthodes d'estimation du statut socio-économique (SSE)^a
selon le coefficient de corrélation de Spearman (r_s) et les valeurs p

Méthode SSE	Blishen		Pineo-Porter		British		Hollingshead	
	r_s	Valeur p	r_s	Valeur p	r_s	Valeur p	r_s	Valeur p
Pineo-Porter	0,60742	0,0001						
British	0,61494	0,0001	0,88977	0,0001				
Hollingshead	0,70132	0,0001	0,61745	0,0001	0,59927	0,0001		
Code postal— revenu	0,19259	0,0178	0,26621	0,001	0,30312	0,0002	0,19336	0,0174
Code postal— scolarité	0,21914	0,0069	0,19142	0,0186	0,22038	0,0065	0,23214	0,0041
Produit du revenu par le niveau de scolarité	0,22477	0,0055	0,26539	0,001	0,29967	0,0002	0,23930	0,0031

^a SSE fondé sur le score professionnel le plus élevé entre deux conjoints.

Un autre facteur important à considérer au moment d'évaluer ces résultats est que la clientèle des services de FIV pourrait être beaucoup plus homogène au chapitre du SSE que les populations à partir desquelles les méthodes d'estimation évaluées ont été établies. Cette réalité est confirmée par la quasi-absence de faibles scores de SSE obtenus chez les hommes à l'aide de la méthode de Blishen. On ne peut savoir exactement comment cette différence pourrait fausser les résultats, mais il est possible que beaucoup des méthodes d'évaluation du SSE soient tout à fait inapplicables à une population aussi spécialisée. Étant donné cette hypothèse et les lacunes des données en question, il se pourrait que l'approche fondée sur la moyenne du quartier, implicite dans les diverses méthodes fondées sur le code postal, soit effectivement la méthode la plus valide sur le plan heuristique parmi les sept que nous avons examinées dans cette étude.

La quasi-absence de faibles scores de SSE chez les hommes pourrait avoir de vastes implications. Comme dans les cas d'infertilité occasionnée par certaines causes courantes, la FIV est payée par le régime provincial d'assurance-maladie de l'Ontario, on pourrait s'attendre à ce que le revenu ne soit pas un facteur qui distingue les hommes qui font appel à des services de FIV de l'ensemble de la population masculine de la province. Il s'agit là cependant d'une idée simpliste, puisque le statut socio-économique est censé mesurer, outre le revenu, certains facteurs associés au prestige et au niveau de scolarité. Ces derniers facteurs pourraient bel et bien avoir une influence déterminante sur la décision d'un couple de recourir à la FIV, peut-être même plus que le revenu à lui seul. La polarisation observée dans les niveaux de SSE des hommes ayant recouru à des services de FIV, du moins avec la méthode de Blishen, pourrait simplement traduire le fait pour recourir à un tel service, il faut que les ménages aient des revenus plus élevés, ce qui laisse supposer que les politiques de financement sélectives du régime d'assurance-maladie

provincial imposent un lourd fardeau financier à certains patients, modifiant ainsi par ricochet le profil démographique des consommateurs de services de FIV.

Un autre facteur dont il faut tenir compte au moment d'analyser ces résultats est l'absence de définitions entièrement comparables d'un SSE «faible», «moyen» et «élevé». Par exemple, dans la méthode de l'estimation du revenu d'après le code postal, ces catégories étaient définies en fonction de la distribution nationale des revenus; or, aucune délimitation renvoyant ainsi à des valeurs de référence externes n'est possible dans le cas de la méthode fondée sur le niveau de scolarité. Cela aboutirait peut-être à une sous-estimation des scores kappa, mais n'affecterait en rien les coefficients de corrélation de Spearman.

Conclusion

Dans l'ensemble, la concordance entre les méthodes d'estimation du statut socio-économique est modérée, même s'il y a une forte corrélation entre toutes les méthodes à l'exception des méthodes fondées sur le code postal. La nature spécialisée de la clientèle des services de FIV pourrait, en fait, invalider l'application des méthodes répandues d'estimation du SSE à des études comparables sur l'infertilité. D'autant plus que toutes les méthodes d'estimation du SSE fondées sur la profession pourraient être plus limitées, en raison de leurs degrés de sensibilité respectifs, lorsqu'elles sont appliquées à un groupe aussi homogène. Par conséquent, l'application des méthodes fondées sur le code postal, à l'aide des données du recensement, pourrait encore être une façon valable d'évaluer le SSE pour des comparaisons internes seulement, mais pas nécessairement pour des comparaisons avec des populations de référence plus vastes et plus hétérogènes, pour lesquelles les approches classiques sont davantage indiquées. Cependant, selon les comparaisons que l'on souhaite faire, les estimations du SSE fondées sur le code postal peuvent se révéler utiles pour faire ressortir l'impact du statut socio-économique

sur l'accès à certaines interventions médicales spécialisées comme la FIV, pourvu que la population de l'échantillon soit plus hétérogène.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier le D^r Francis Tekpetey et le personnel de la clinique de fécondation *in vitro* du *London Health Sciences Centre* de les avoir aidés à obtenir les données nécessaires à la réalisation de cette étude.

Références

1. Liberatos P, Link B, Kelsey J. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiol Rev* 1988;10:87-121.
2. Benzeval M, Judge K, Smaje C. Beyond class, race and ethnicity: deprivation and health in Britain. *Health Serv Res* 1995;30:165-77.
3. Smith AM, Baghurst K. Public health implications of dietary differences between social status and occupational category groups. *J Epidemiol Community Health* 1992;46:409-16.
4. Pineo PC, Porter J, McRoberts HA. The 1971 census and the socioeconomic misclassification of occupations. *Can Rev Sociol Anthropol* 1977;14:91-102.
5. Collins JA, Burrows EA, Willan AR. Occupation and the follow-up of infertile couples. *Fertil Steril* 1993;60:477-85.
6. Blishen BR, Carroll WK, Moore C. The 1981 socioeconomic index for occupations in Canada. *Can Rev Sociol Anthropol* 1987;24:465-88.
7. Barona A, Reynolds C, Chastain R. A demographically based index of premorbid intelligence for the WAIS-R. *J Consult Clin Psychol* 1984;52:885-7.
8. Hollingshead AB. *Four factor index of social status*. New Haven (Connecticut): Department of Sociology, Yale University; 1975.
9. Newton C, Hearn M, Yuzpe A. Psychological assessment and follow-up after in vitro fertilization: assessing the impact of failure. *Fertil Steril* 1991;54:879-86.
10. Sauer MV, Ary BR, Paulson RJ. The demographic characterization of women participating in oocyte donation: a review of 300 consecutively performed cycles. *Int J Gynecol Obstet* 1994;45:147-51.
11. Krieger N, Williams DR, Moss NE. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies and guidelines. *Annu Rev Public Health* 1997;18:341-78. ■

Estimation du tabagisme chez les jeunes Canadiens et Canadiennes

William Pickett, Anita Koushik, Taron Faelker et K. Stephen Brown

Résumé

Cette étude avait pour objet d'évaluer l'usage actuel du tabac et l'incidence du tabagisme (nouveaux fumeurs) chez les jeunes Canadiens et Canadiennes. La méthode de régression logistique a permis d'établir un rapport entre les prédicteurs socio-démographiques et les indicateurs du tabagisme chez les jeunes (âgés de 15 à 24 ans) dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1994-1995. On a alors appliqué les modèles aux données sur les populations provinciales de jeunes provenant de l'ENSP de 1996-1997 et du recensement du Canada de 1996. Les estimations calculées d'après les modèles ont été comparées à celles qui ont été calculées directement d'après les données de l'ENSP. Les modèles ont permis de prédire avec précision les taux provinciaux de tabagisme chez les jeunes pour 1994-1995. Nous avons alors appliqué ces modèles aux données de l'ENSP de 1996-1997 et obtenu des résultats raisonnablement fiables. Par contre, ceux-ci se sont révélés de moins bons prédicteurs lorsque les estimations ont été calculées d'après les données du recensement de 1996. La modélisation de l'incidence du tabagisme chez les jeunes n'a pas donné de résultats probants, ce qui donne à penser que, même s'il est possible de créer des modèles simples d'estimation du tabagisme chez les jeunes, on ne peut s'attendre à ce qu'ils soient efficaces pour toutes les populations ou toutes les époques.

Mots clés : enquêtes sur la santé de la population; estimation pour de petites régions; jeunes; lutte contre le tabagisme; tabagisme

Introduction

Le tabagisme est une importante cause de mortalité et de morbidité qui peut être évitée^{1,2}. Il est à l'origine de la mort de 45 200 Canadiens et Canadiennes chaque année³; c'est aussi une cause importante de maladies respiratoires, de cancer et de maladies de l'appareil circulatoire⁴⁻⁹; il fait en outre peser un lourd fardeau sur la société canadienne aux chapitres de la perte de productivité économique et des dépenses en soins de santé^{10,11}. En dépit des énormes efforts déployés par les services de santé publique pour encourager les gens à cesser de fumer, les taux d'efficacité dans la population en général et chez les jeunes en particulier sont faibles, notamment chez les fumeurs réguliers¹. Les nouveaux fumeurs se retrouvent surtout chez les adolescents¹. Le tabagisme chez les jeunes semble en effet être à la

hausse depuis quelques années^{12,13}. Les programmes visant à inciter les jeunes à ne pas commencer à fumer revêtent donc une grande importance sur le plan de la santé publique.

Pour concevoir des programmes anti-tabac efficaces, il est nécessaire d'obtenir des données à jour sur l'incidence et la prévalence du tabagisme chez les jeunes. Pour planifier des programmes de santé répondant aux besoins de la population, il faut souvent avoir en main des estimations du tabagisme propres à une région donnée. Les enquêtes de portée générale, telles que l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)¹⁴ au Canada, sont conçues de façon à fournir des estimations fiables dans une région géographique relativement étendue, comme un pays ou une province. Les efforts de planification en matière de santé visent généralement des

Références des auteurs

William Pickett, Departments of Community Health and Epidemiology and of Emergency Medicine, Queen's University, Kingston (Ontario); et Ontario Tobacco Research Unit, Toronto (Ontario)

Anita Koushik, Department of Community Health and Epidemiology, Queen's University, Kingston (Ontario); et Department of Epidemiology and Biostatistics, McGill University, Montréal (Québec)

Taron Faelker, Department of Community Health and Epidemiology, Queen's University, Kingston (Ontario)

K. Stephen Brown, Ontario Tobacco Research Unit, Toronto (Ontario); et Department of Statistics and Actuarial Science, University of Waterloo, Waterloo (Ontario)

Correspondance : D' William Pickett, Queen's University, c/o Emergency Medicine Research, Angada 3, Kingston General Hospital, 76 Stuart Street, Kingston (Ontario) K7L 2V7; Téléc. : (613) 548-1381; Courriel : PickettW@post.queensu.ca

régions moins importantes comme les circonscriptions sanitaires ou les services locaux de santé. Il peut être très coûteux de mener des enquêtes sur les populations de ces petites régions et il faut avoir recours à d'autres techniques pour obtenir des estimations sur les indicateurs de santé.

Au nombre des stratégies habituellement utilisées pour obtenir des statistiques sur de petites régions figurent les approches de type synthétique, les analyses de régression multiple et les estimations combinées, méthodes qui servent à évaluer les taux d'incapacité, de mortalité par cause et de chômage dans ces régions¹⁵⁻²⁰. Ces techniques partent du principe qu'il existe des relations étroites et stables entre les variables socio-démographiques et les caractéristiques liées à la santé d'une population¹⁶.

Les estimations de type synthétique supposent l'application d'estimations par strate des comportements liés à la santé (p. ex., taux de consommation de tabac) à la population de la petite région définie en fonction de la même strate socio-démographique^{15,16}. Les méthodes de régression multiple permettent de faire des estimations par sous-unité géographique (p. ex., comtés, provinces). Les données extraites des enquêtes sur la population permettent d'élaborer une équation de régression qui associe les caractéristiques régionales à la prévalence de comportements liés à la santé. Les valeurs obtenues pour les petites régions sont alors intégrées à l'équation de régression qui permet de déterminer la prévalence ou l'incidence des comportements liés à la santé¹⁹. Lorsqu'on utilise les approches combinées pour calculer les estimations relatives à de petites régions, on a recours à la fois aux méthodes de type synthétique et de régression¹⁷. Une version courante de cette méthode comporte la détermination de taux nationaux pour les sous-groupes à l'aide d'analyses de régression, taux qui sont ensuite appliqués à la répartition de la population dans la région en question¹⁸.

Les principaux objectifs de la présente étude consistaient à utiliser une méthode de régression et les données des ENSP de 1994-1995 et de 1996-1997^{14,21} et celles du recensement de la population du Canada (recensement)²² afin d'élaborer des modèles mathématiques qui permettraient d'estimer la prévalence de l'usage actuel du tabac et l'incidence (début) de l'usage quotidien du tabac chez différentes populations de jeunes au Canada en 1996. Le pouvoir de prédiction des modèles a été évalué en tenant compte de critères prédéfinis à l'aide d'estimations directes obtenues à partir des données de l'ENSP de 1996-1997²¹. Si cette méthode s'avère fructueuse, elle permettra ultérieurement d'estimer le tabagisme chez les jeunes dans une petite région en se fondant exclusivement sur les données démographiques que l'on trouve couramment dans les recensements de la population. Cette estimation et évaluation ont d'abord été faites au niveau provincial. Si le processus fonctionne bien, nous avons prévu de l'appliquer aux populations de petites régions.

Méthodes

Aperçu

Nous avons utilisé une méthode de régression. La population servant à l'élaboration du modèle était formée des jeunes âgés de 15 à 24 ans qui ont participé à l'ENSP de 1994-1995 ($n = 2\ 597$). Nous avons élaboré des équations de régression logistique afin de pouvoir établir un rapport entre les prédicteurs socio-démographiques et la fréquence de certains résultats liés au tabagisme dans la population à l'étude. Les personnes constituaient l'unité d'analyse; des coefficients normalisés de pondération ont été intégrés au processus de modélisation. Huit modèles distincts de régression à plusieurs variables ont été adaptés à chacun des résultats. Chaque logit prévu a été retransformé en probabilités prévues des résultats liés au tabagisme, compte tenu des relations existantes entre les caractéristiques socio-démographiques et le tabagisme indiqué par chaque modèle. Les probabilités individuelles ont alors été appliquées aux chiffres de population des strates définies de façon analogue par les catégories de variables prédictives. Cela a permis de déterminer la prévalence (usage actuel du tabac) et l'incidence (nouveaux fumeurs quotidiens) pour chaque province canadienne en 1996. Nous avons d'abord utilisé les chiffres de population par strate provenant des données de l'ENSP de 1996-1997 ($n = 9\ 601$), puis de celles du recensement de 1996. Pour évaluer les modèles, nous avons comparé les estimations calculées d'après ces derniers à celles qui ont été calculées directement à partir des données de l'ENSP de 1996-1997.

Usage actuel du tabac

Le premier indicateur de tabagisme examiné a été la prévalence de l'usage actuel du tabac, à partir de la question SMOK-Q2 (usage actuel du tabac) de l'ENSP de 1994-1995. L'usage actuel du tabac est l'indicateur le plus complet de la prévalence du tabagisme²³, car il comprend l'usage quotidien et occasionnel de la cigarette. Ce résultat a été défini comme la proportion de la population âgée de 15 à 24 ans qui fume quotidiennement ou occasionnellement. La variable analogue au niveau de la personne, qui a été utilisée pour les modèles de régression, départageait les «fumeurs actuels» (usage quotidien ou occasionnel) de «ceux qui ne fument pas du tout».

Début de la consommation de tabac

Le second indicateur de l'usage du tabac était l'incidence (ou début) de l'usage quotidien du tabac défini comme étant la proportion de la population qui a commencé à fumer quotidiennement au cours de la dernière année. Cet indicateur est également une variable calculée (questions SMOK-Q2 [usage actuel du tabac] et DVSMKY94 [nombre d'années d'usage du tabac])¹⁴. Les jeunes ont été classés comme «fumeurs quotidiens nouveaux» s'ils fumaient quotidiennement depuis une année ou moins.

TABLEAU 1
Description des variables et des modèles

Variable/modèle	Description
Variables dépendantes	
Prévalence de l'usage actuel du tabac ^a	Proportion des fumeurs actuels (usage quotidien ou occasionnel) dans la population
Incidence de l'usage quotidien du tabac ^b	Proportion des personnes qui ont commencé à fumer quotidiennement au cours de la dernière année
Variables prédictives^c	
Âge	Entre 15 et 19 ans et entre 20 et 24 ans
Sexe	Hommes et femmes
Langue	Anglais et/ou français et autre
Chômage	Cherche du travail et toute autre caractéristique liée à la population active
Scolarité	Ne fréquente pas actuellement l'école et fréquente actuellement l'école
Modèles	
Modèle 1	Âge, sexe, province
Modèle 2	Sexe, langue, province
Modèle 3	Âge, sexe, chômage, province
Modèle 4	Âge, sexe, scolarité, province
Modèle 5	Âge, sexe, chômage, scolarité, province
Modèle 6	Âge, sexe, chômage, âge par chômage, province
Modèle 7	Âge, sexe, scolarité, âge par scolarité, province
Modèle 8	Âge, sexe, chômage, scolarité, âge par chômage, âge par scolarité, province

^a Dans les modèles de régression, les fumeurs actuels étaient comparés aux non-fumeurs.
^b Dans les modèles de régression, les nouveaux fumeurs quotidiens étaient comparés à tous les autres répondants.
^c Toutes les variables sont dichotomiques.

Prédicteurs du tabagisme chez les jeunes

L'objet de ce projet était de mettre au point des méthodes d'estimation pour de petites régions qui pourraient s'appliquer à toute région du Canada pour laquelle on dispose de données de recensement. Les facteurs socio-démographiques utilisés comme prédicteurs n'ont donc été inclus que s'ils étaient disponibles dans les deux versions de l'ENSP (1994-1995 et 1996-1997) et dans les données croisées du recensement de 1996. Différentes combinaisons des variables prédictives suivantes étaient disponibles : âge, sexe, langue, scolarité et chômage. Chacune des variables prédictives a été dichotomisée afin de simplifier les totalisations croisées. En ce qui concerne les modèles de régression logistique, nous avons inclus la province comme variable indépendante dans le but de tenir compte de tous les effets liés à la province. Lors de la sélection des modèles d'estimation, toutes les combinaisons possibles de variables ont été examinées. Cinq modèles ne tenant compte que des effets majeurs ont été choisis, car ils semblaient prometteurs (modèles 1 à 5, tableau 1). Trois autres modèles (modèles 6 à 8), qui comprenaient des variables d'interaction postulées a priori, ont également été examinés.

Estimation

Pour chacun de ces huit modèles, la méthode de régression logistique a été utilisée pour modéliser les

relations entre les variables prédictives et le résultat étudié et obtenir les estimations de paramètres les plus vraisemblables. En ce qui concerne le premier résultat (usage actuel du tabac), par exemple, le logit de la probabilité qu'une personne fume actuellement, étant donné ses caractéristiques socio-démographiques (p. ex., âge, sexe, province), a été estimé. Les probabilités prévues ont ensuite été calculées au moyen d'une retransformation pour chaque combinaison de caractéristiques socio-démographiques et chaque province. En supposant que toutes les personnes qui présentaient certaines caractéristiques avaient des probabilités égales de fumer, les probabilités ont été appliquées à la structure socio-démographique des populations de jeunes. Les chiffres de population par strate provenaient d'abord de l'ENSP de 1996-1997, puis du recensement de 1996.

Validation du modèle

Les estimations directes des deux résultats de l'étude (avec des intervalles de confiance [IC] à 95 %) ont été calculées pour chaque province à partir de l'ENSP de 1996-1997. Les estimations calculées à l'aide des modèles ont alors été comparées aux estimations directes. On avait établi a priori une hypothèse voulant que les modèles soient raisonnables si les estimations provinciales modélisées étaient approximativement dans le même ordre de grandeur que les estimations provinciales directes et si la moyenne des écarts entre les estimations

TABLEAU 2
Estimations directes et calculées d'après les modèles de la prévalence de l'usage
actuel du tabac chez les jeunes Canadiens âgés entre 15 et 24 ans en 1996
(estimations calculées à partir de la population de chaque strate de l'ENSP de 1996-1997)

Province	Estimations directes et calculées d'après les modèles et classement des provinces																	
	Direct		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6		Modèle 7		Modèle 8	
	% (IC à 95 %)	Rang	%	Rang														
T.-N.	33,6 (26,1–41,1)	3	32,3	5	32,7	5	22,8	4	32,2	5	24,9	4	23,0	4	32,3	5	25,3	4
N.-É.	31,0 (23,4–38,6)	6	29,7	7	28,8	9	21,1	7	31,0	7	23,3	7	21,4	7	30,9	7	24,2	6
Î.-P.-É.	33,6 (25,2–42,0)	2	34,2	4	35,1	4	22,2	5	32,3	4	24,4	5	22,4	5	32,4	4	24,8	5
N.-B.	30,7 (23,7–37,7)	7	34,4	3	35,3	3	25,5	3	33,0	3	27,1	3	25,7	3	33,1	3	27,6	3
Qué.	40,1 (34,9–45,3)	1	39,6	1	39,2	1	30,4	1	40,3	1	32,8	1	30,7	1	40,3	1	33,6	1
Ont.	27,9 (26,6–29,2)	10	27,6	10	27,9	10	20,1	10	26,5	10	21,4	10	20,4	10	26,5	10	22,0	10
Man.	31,5 (27,4–35,6)	5	37,2	2	37,3	2	25,6	2	35,4	2	27,7	2	25,9	2	35,3	2	28,3	2
Sask.	30,4 (23,0–37,8)	8	31,2	6	31,5	6	21,5	6	31,6	6	23,8	6	21,7	6	31,6	6	24,2	7
Alb.	31,9 (25,1–38,7)	4	29,6	8	30,1	7	20,2	9	30,0	8	22,4	9	20,5	8	29,9	8	22,9	9
C.-B.	29,2 (23,1–35,3)	9	29,3	9	29,2	8	20,5	8	29,1	9	22,3	8	20,8	9	29,1	9	22,9	8
Corrélation des classements associés aux estimations directes (valeur p)			0,67 (0,03)		0,66 (0,04)		0,58 (0,08)		0,67 (0,04)		0,66 (0,04)		0,60 (0,07)		0,67 (0,03)		0,62 (0,06)	
Moyenne des écarts absolus			1,7		1,9		9,0		1,4		7,0		8,7		1,4		6,4	

modélisées et directes était mince (près de zéro) comparativement aux estimations elles-mêmes. Si ces deux critères étaient satisfaits, cela voudrait dire que le processus de modélisation donne des estimations raisonnablement précises. Les coefficients de corrélation des rangs de Spearman²⁴ et les valeurs prédictives bilatérales correspondantes ont aussi été calculés pour quantifier les corrélations entre les classifications provinciales obtenues à partir des estimations modélisées et directes.

Résultats

Types généraux d'association

Les estimations de paramètres obtenues à partir du processus de modélisation par régression logistique ont été déterminées pour les deux résultats de l'étude. Nous avons découvert que le chômage et une faible scolarité étaient de façon constante associés à l'usage actuel du tabac. Pour le début de la consommation du tabac, l'âge était le prédicteur le plus constant. La scolarité et le chômage étaient significativement associés au début de la consommation de tabac seulement dans les modèles

qui avaient incorporé les deux prédicteurs en même temps. Ces deux prédicteurs étaient positivement corrélés (scolarité plus élevée, chômage plus élevé) puisque les étudiants à plein temps ont été classés parmi les chômeurs dans ces sources de données. L'étude n'établit aucune association significative entre les termes qui décrivent l'interaction entre l'âge et le chômage/la scolarité et l'un ou l'autre des résultats.

Usage actuel du tabac

Les résultats des estimations provinciales de l'usage actuel du tabac (autant directes que modélisées) sont illustrés au tableau 2. Ces modèles reposent sur les données de répartition de la population par strate selon l'ENSP de 1996-1997. Les estimations directes variaient de 27,9 % en Ontario à 40,1 % au Québec. Lorsque le Québec était exclu, la fourchette des estimations était plutôt étroite (27,9–33,6 %). Les estimations calculées d'après les modèles étaient approximativement du même ordre de grandeur que les estimations directes, à l'exception du Nouveau-Brunswick et de l'Alberta, pour lesquels chacun des huit modèles donnait constamment

TABLEAU 3 Estimations de paramètres^a à partir du modèle de régression logistique utilisé pour estimer la prévalence de l'usage actuel du tabac (modèle 4)				
	Coordonnée à l'origine	Âge	Sexe	Scolarité
Niveau de base		Entre 15 et 19	Hommes	Ne fréquente pas l'école
Bêta (IC à 95 %)	-1,384 (-1,666–-1,102)	-0,045 (-0,234–0,144)	0,148 (-0,021–0,317)	0,926 (0,737–1,116)

^a Bien qu'elles aient été prises en compte dans le cadre du modèle, les estimations de paramètres ne sont pas présentées pour chaque province.

TABLEAU 4 Estimations directes et calculées d'après les modèles de la prévalence de l'usage actuel du tabac chez les jeunes Canadiens âgés entre 15 et 24 ans en 1996 (estimations calculées à partir de la population de chaque strate du recensement canadien de 1996)																		
Province	Estimations directes et calculées d'après les modèles et classement des provinces																	
	Direct		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6		Modèle 7		Modèle 8	
	% (IC à 95 %)	Rang	%	Rang														
T.-N.	33,6 (26,1–41,1)	3	32,9	5	33,3	5	25,2	4	30,0	6	25,9	4	25,4	4	30,1	6	26,3	4
N.-É.	31,0 (23,4–38,6)	6	29,3	9	29,5	10	23,7	6	29,1	7	24,7	7	23,9	6	29,0	8	25,2	7
Î.-P.-É.	33,6 (25,2–42,0)	2	34,3	4	35,1	4	24,2	5	30,1	5	24,8	6	24,4	5	31,0	5	25,9	5
N.-B.	30,7 (23,7–37,7)	7	35,1	3	35,4	3	27,7	2	33,7	3	28,9	3	28,1	2	33,8	3	29,5	3
Qué.	40,1 (34,9–45,3)	1	39,7	1	41,6	1	32,2	1	37,9	1	41,6	1	32,5	1	37,9	1	34,0	1
Ont.	27,9 (26,6–29,2)	10	27,7	10	31,3	9	21,7	8	26,4	10	22,6	10	22,0	9	26,5	10	23,1	10
Man.	31,5 (27,4–35,6)	5	37,3	2	39,9	2	27,4	3	35,6	2	29,1	2	27,7	3	35,6	2	30,0	2
Sask.	30,4 (23,0–37,8)	8	31,6	6	32,8	7	23,2	7	31,9	4	25,1	6	23,5	7	31,9	4	25,6	6
Alb.	31,9 (25,1–38,7)	4	29,9	7	32,0	8	21,5	10	29,1	8	23,0	8	21,7	10	29,1	7	23,5	8
C.-B.	29,2 (23,1–35,3)	9	29,9	8	33,3	6	21,7	9	28,6	9	22,9	9	22,0	8	28,3	9	23,5	9
Corrélation des classements associés aux estimations directes (valeur p)			0,57 (0,09)		0,43 (0,21)		0,51 (0,14)		0,49 (0,15)		0,54 (0,11)		0,51 (0,14)		0,49 (0,15)		0,61 (0,06)	
Moyenne des écarts absolus			1,7		2,8		7,1		2,4		5,9		6,9		2,4		5,4	

des résultats différents des estimations directes. Quant au second critère de validation, la moyenne des écarts entre les estimations directes et modélisées était la plus faible pour les modèles 4 et 7. À titre d'illustration et de référence, nous présentons au tableau 3 les coefficients bêta et les IC à 95 % correspondants calculés à l'aide du modèle 4 de régression logistique. Ce modèle a été considéré comme le meilleur des deux parce qu'il était parcimonieux; il démontre que les coefficients de l'âge

et du sexe n'étaient pas statistiquement différents de zéro et que le rapport entre la scolarité et l'usage actuel du tabac était minime.

Le tableau 4 présente les estimations directes et modélisées de l'usage actuel du tabac, mais cette fois-ci en se fondant sur les données de répartition de la population par strate du recensement de 1996. Les estimations calculées d'après les modèles avaient une configuration

TABLEAU 5
Estimations directes et calculées d'après les modèles de l'incidence de l'usage
quotidien du tabac chez les jeunes Canadiens âgés entre 15 et 24 ans en 1996
(estimations calculées à partir de la population de chaque strate de l'ENSP de 1996-1997)

Province	Estimations directes et calculées d'après les modèles et classement des provinces																	
	Direct		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6		Modèle 7		Modèle 8	
	% (IC à 95 %)	Rang	%	Rang														
T.-N.	2,8 (0,4-5,2)	5	1,9	8	1,9	8	2,0	7	1,9	8	3,1	8	2,0	8	2,0	8	2,9	7
N.-É.	3,6 (0,4-6,8)	4	3,7	3	4,0	2	1,3	10	3,7	3	5,7	3	3,9	3	3,6	3	4,7	3
Î.-P.-É.	1,6 (0,4-2,8)	8	4,0	2	3,8	3	4,1	2	3,9	2	6,4	2	4,2	2	4,0	2	6,1	2
N.-B.	4,7 (1,4-8,0)	1	1,6	9	1,5	9	1,7	8	1,6	9	2,3	10	1,7	9	1,6	9	2,1	10
Qué.	4,3 (1,7-6,9)	2	2,9	4	3,0	4	2,9	3	2,9	4	4,3	4	3,0	4	2,9	4	3,9	4
Ont.	2,1 (1,7-2,5)	7	2,3	7	2,3	6	2,4	6	2,3	7	3,1	7	2,4	7	2,3	7	2,8	8
Man.	1,4 (0,4-2,4)	9	2,5	5	2,5	5	2,6	4	2,4	5	3,9	5	2,6	5	2,4	5	3,5	5
Sask.	3,7 (0,7-6,7)	3	6,3	1	6,3	1	6,5	1	6,4	1	10,0	1	6,6	1	6,4	1	9,1	1
Alb.	2,7 (0,3-5,1)	6	1,5	10	1,5	10	1,5	9	1,5	10	2,4	8	1,6	10	1,5	10	2,2	9
C.-B.	1,1 (0,0-2,6)	10	2,3	6	2,3	7	2,4	5	2,3	6	3,6	6	2,4	6	2,3	6	3,3	6
Corrélation des classements associés aux estimations directes (valeur p)			-0,01 (0,99)		-0,02 (0,96)		-0,15 (0,68)		-0,14 (0,70)		-0,23 (0,52)		-0,01 (0,99)		-0,14 (0,70)		-0,04 (0,91)	
Moyenne des écarts absolus			1,4		1,4		1,7		1,4		2,2		1,5		1,4		2,0	

identique à celles qui ont été calculées directement d'après les données de l'ENSP de 1996-1997, même si la corrélation entre les deux types d'estimation n'était pas aussi étroite.

Début de la consommation de tabac

Les estimations directes et modélisées de l'incidence (ou début) de l'usage quotidien du tabac sont présentées au tableau 5 (selon les données de l'ENSP de 1996-1997) et au tableau 6 (selon le recensement de 1996). Les pourcentages obtenus étaient plutôt faibles, allant de 1,1 % à 4,7 % dans les dix provinces (estimations directes). De façon générale et pour les deux sources de données, la corrélation entre les estimations directes et modélisées était peu étroite et l'écart moyen entre les deux types d'estimation était grand par rapport aux proportions de jeunes qui avaient commencé à fumer.

Considérations d'ordre temporel

Le tableau 7 présente les estimations et les classements établis à partir du modèle considéré comme le meilleur

dans le tableau 2 (c.-à-d. le modèle 4) ainsi que les estimations et les classements directs obtenus d'après les données des ENSP de 1994-1995 et de 1996-1997. Dans la plupart des provinces, des différences à tout le moins légères ont été relevées entre les estimations directes de 1994-1995 et celles de 1996-1997 alors qu'au Nouveau-Brunswick et au Manitoba, ces différences étaient assez marquées. De même, les classements provinciaux sont différents selon les deux ENSP : les estimations et les classements de 1996-1997 calculés d'après les modèles sont conformes à ceux qui ont été calculés directement à partir des données de l'ENSP de 1994-1995, mais l'association n'est pas aussi étroite dans le cas des classements directs de 1996-1997.

Discussion

Dans cette étude, nous avons tenté d'estimer la prévalence et l'incidence de l'usage du tabac chez les jeunes Canadiens et Canadiennes en utilisant les données de l'ENSP et du recensement du Canada. Pour ce faire, nous avons utilisé une méthode de régression. Les analyses

TABLEAU 6
Estimations directes et calculées d'après les modèles de l'incidence de l'usage
quotidien du tabac chez les jeunes Canadiens âgés entre 15 et 24 ans en 1996
(estimations calculées à partir de la population de chaque strate du recensement canadien de 1996)

Province	Estimations directes et calculées d'après les modèles et classement des provinces																	
	Direct		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6		Modèle 7		Modèle 8	
	% (IC à 95 %)	Rang	%	Rang	%	Rang	%	Rang	%	Rang	%	Rang	%	Rang	%	Rang	%	Rang
T.-N.	2,8 (0,4-5,2)	5	1,8	8	1,9	8	1,9	7	1,8	8	2,6	8	1,9	8	1,8	8	2,3	8
N.-É.	3,6 (0,4-6,8)	4	3,8	3	4,0	2	1,3	10	3,8	2	5,2	3	4,0	3	3,8	3	4,6	3
Î.-P.-É.	1,6 (0,4-2,8)	8	3,9	2	3,7	3	4,0	2	3,7	3	5,5	2	4,1	2	3,8	3	5,0	2
N.-B.	4,7 (1,4-8,0)	1	1,5	9	1,5	10	1,5	8	1,5	9	2,1	10	1,6	9	1,5	9	1,9	10
Qué.	4,3 (1,7-6,9)	2	2,8	4	3,2	4	2,9	3	2,8	4	3,7	5	3,0	4	2,8	4	3,4	5
Ont.	2,1 (1,7-2,5)	7	2,3	6	2,5	6	2,3	5	2,2	6	3,0	7	2,4	6	2,3	6	2,7	7
Man.	1,4 (0,4-2,4)	9	2,5	5	2,6	5	2,5	4	2,4	5	3,8	4	2,6	5	2,4	5	3,5	4
Sask.	3,7 (0,7-6,7)	3	6,3	1	6,5	1	6,5	1	6,4	1	9,5	1	6,6	1	6,4	1	8,7	1
Alb.	2,7 (0,3-5,1)	6	1,5	10	1,6	9	1,5	9	1,4	10	2,2	9	1,5	10	1,5	10	2,0	9
C.-B.	1,1 (0,0-2,6)	10	2,2	7	2,5	7	2,3	6	2,2	7	3,2	6	2,3	7	2,2	7	3,0	6
Corrélation des classements associés aux estimations directes (valeur p)			-0,04 (0,91)		0,02 (0,96)		-0,12 (0,75)		0,08 (0,83)		-0,15 (0,68)		0,03 (0,93)		0,08 (0,83)		-0,15 (0,68)	
Moyenne des écarts absolus			1,4		1,5		1,7		1,4		2,1		1,5		1,4		1,9	

ont porté sur le calcul des estimations du tabagisme chez les jeunes à l'échelle provinciale, qui ont été ensuite comparées aux estimations directes censées être relativement stables et précises.

Avant d'entreprendre l'étude, nous avons établi un certain nombre de critères dans le cadre du processus d'estimation. Nous avons jugé que, pour qu'un modèle soit acceptable, il devait produire des estimations justes. Les techniques utilisées à cette fin devaient en outre être passablement simples, car nous croyions qu'elles seraient utilisées par des personnes n'ayant que des notions fondamentales en statistique et relativement aux tableaux. Les techniques exigent l'utilisation de renseignements socio-démographiques régionaux tirés du recensement, sous forme de données croisées, qui permettent d'estimer le tabagisme chez les jeunes. Il s'ensuit que les prédicteurs inclus dans les modèles se limitaient à ceux que l'on trouve dans le recensement et que tout modèle élaboré devait être théoriquement parcimonieux. Enfin, nous espérons que les modèles définitifs seraient transférables (c.-à-d. qu'ils pourraient s'appliquer à des

groupes de jeunes Canadiens et Canadiennes habitant dans différentes régions géographiques et vivant à des époques différentes).

Les estimations des paramètres pour les modèles d'usage actuel du tabac sont issues des données de l'ENSP de 1994-1995. Lorsque nous avons appliqué ces dernières estimations aux sous-groupes aléatoires de données socio-démographiques relatives aux jeunes de cette enquête, les résultats ont été presque parfaits (données non illustrées), comme nous pouvions nous y attendre étant donné que les modèles ont été produits à partir de l'ensemble de données de 1994-1995. Lorsqu'ils ont été appliqués aux données socio-démographiques de l'ENSP de 1996-1997, les modèles ont permis d'obtenir des résultats raisonnablement bons quoique non parfaits. Le rendement s'est encore détérioré lorsque ces mêmes modèles ont été appliqués aux données socio-démographiques du recensement de 1996. Comme le montre le tableau 7, les estimations calculées d'après les modèles en fonction des données de l'ENSP de 1996-1997 ont tendance à correspondre

TABLEAU 7
Comparaison des estimations/classements produits à partir du modèle 4 et des estimations/classements directs de la prévalence de l'usage actuel du tabac calculés d'après les données des ENSP de 1994-1995 et de 1996-1997

Province	Modèle 4 produit à partir de l'ENSP de 1996-1997		1994-1995 direct		1996-1997 direct	
	Estimation (%)	Rang	Estimation (%)	Rang	Estimation (%)	Rang
T.-N.	32,2	5	32,7	5	33,6	3
N.-É.	31,0	7	29,1	9	31,0	6
Î.-P.-É.	32,3	4	34,7	4	33,6	2
N.-B.	33,0	3	35,0	3	30,7	7
Qué.	40,3	1	39,1	1	40,1	1
Ont.	26,5	10	27,6	10	27,9	10
Man.	35,4	2	37,4	2	31,5	5
Sask.	31,6	6	31,6	6	30,4	8
Alb.	30,0	8	29,7	7	31,9	4
C.-B.	29,1	9	29,5	8	29,2	9
Corrélation des classements associés aux estimations directes (valeur p)			0,96 (< 0,0001)		0,67 (0,04)	
Moyenne des écarts absolus			0,5		0,2	

davantage, sur les plans de l'ordre de grandeur et des classements, aux estimations directes calculées d'après les données de 1994-1995 qu'à celles qui ont été calculées selon les données de 1996-1997. Cela nous porte à croire que même le meilleur des modèles prédictifs ne puisse être utilisé pour calculer des estimations portant sur différentes périodes.

Les répartitions de la population en fonction des facteurs socio-démographiques dont tenaient compte les modèles étaient relativement stables et ne pourraient, à elles-seules, justifier les variations temporelles observées à l'égard du tabagisme chez les jeunes. Cela indique que les associations entre les prédicteurs et le tabagisme évoluent dans le temps ou qu'une ou plusieurs variables explicatives dont on n'a pas tenu compte dans les modèles étaient instables. Par conséquent, les variables socio-démographiques disponibles n'étaient généralement pas suffisantes pour permettre de prédire avec précision les habitudes de consommation de tabac des jeunes ainsi que l'évolution de ces habitudes.

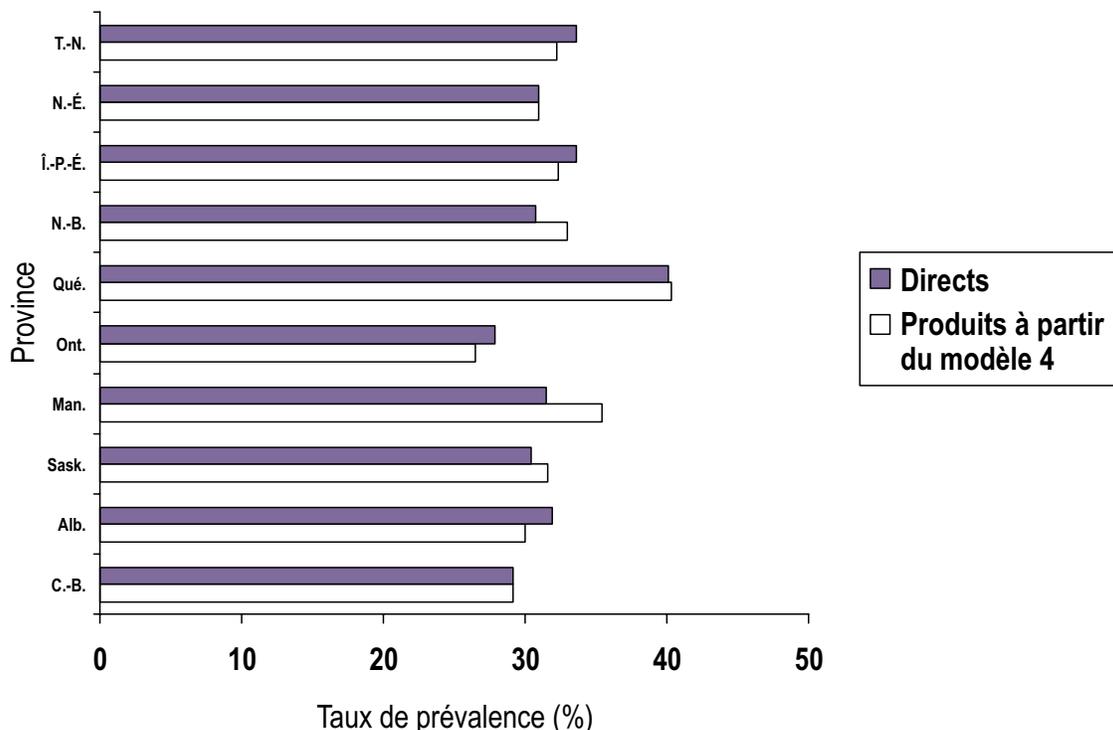
En ce qui a trait à l'usage actuel du tabac, même si, d'après les deux critères de validation, les modèles ont permis d'obtenir des résultats raisonnablement bons, le rendement par province était inconstant. Les modèles qui tenaient compte du chômage (modèles 3, 5, 6 et 8) avaient tendance à sous-estimer la prévalence de l'usage actuel du tabac. On s'attendrait à ce que l'emploi des personnes de ce groupe d'âge soit une variable inexacte, d'autant plus que la plupart des jeunes ne sont pas considérés comme faisant partie de la population active traditionnelle. Les modèles qui tenaient compte de la

scolarité (mais non du chômage – modèles 4 et 7) ont permis d'obtenir des estimations plus précises que ceux qui prenaient seulement en compte l'âge et le sexe (modèle 1). L'introduction de l'âge en interaction avec la scolarité n'a pas permis d'obtenir de meilleures estimations. (Dans ce cas-ci, la précision et son degré d'amélioration font référence à la mesure dans laquelle les classements et l'ordre de grandeur des estimations directes et calculées d'après les modèles étaient similaires.)

La modélisation du second indicateur du tabagisme chez les jeunes (début de l'usage quotidien de tabac) n'a pas été fructueuse. De façon générale, le coefficient de corrélation entre les estimations provinciales calculées directement et calculées d'après les modèles était faible. De plus, la rareté des résultats explique la grande variabilité des estimations directes, comme en font foi les intervalles de confiance relativement importants.

La taille des échantillons des ENSP (2 597 et 9 601 pour les versions de 1994-1995 et de 1996-1997, respectivement) a limité la portée de l'étude. Les estimations directes du tabagisme et les modèles prédictifs étaient moins stables que prévu dans certaines provinces. Par conséquent, il a été impossible de faire des sous-analyses additionnelles (p. ex., dans différentes strates d'âge/sexe) et la méthode de partage des données permettant d'élaborer les modèles et de les valider n'a pu être utilisée. Au niveau de la population, le manque de variation interprovinciale des deux indicateurs du tabagisme a compliqué le processus d'estimation. De même, dans la plupart des huit modèles que nous avons

FIGURE 1
Comparaison des estimations directes et calculées d'après le modèle 4 de la prévalence
de l'usage actuel du tabac chez les jeunes Canadiens âgés entre 15 et 24 ans en 1996
(à partir de l'ENSP de 1996-1997)



examinés, les répartitions sous-jacentes des prédicteurs importants variaient peu d'une province à l'autre, ce qui est venu compliquer davantage l'élaboration de modèles stables et prévisibles.

Pour illustrer ces derniers points, on trouvera à la figure 1 une vue sommaire des taux provinciaux de l'usage actuel du tabac obtenus d'abord directement à partir des données de l'ENSP de 1996-1997, puis selon le modèle 4 appliqué à chaque strate de population de cette enquête. Même si les estimations directes et calculées d'après les modèles étaient généralement similaires, cette figure illustre quand même la difficulté inhérente à l'utilisation de données provinciales en vue de produire des estimations pour de petites régions. À l'exception du Québec, on ne note en fait qu'une variation minimale de la prévalence de l'usage actuel du tabac d'une province à l'autre. Il est possible, voire probable, que les variations au sein d'une province des taux de tabagisme chez les jeunes dépassent effectivement les variations observées entre provinces. Les processus de modélisation et leurs imputations auraient peut-être pu permettre d'obtenir de meilleurs résultats s'ils avaient été tirés de petites régions et non de provinces.

Les études existantes qui ont eu recours à des approches de type synthétique, à des analyses de régression et à des estimations combinées ont obtenu des succès mitigés, ce

qui est corroboré par nos propres résultats. Par exemple, MacKenzie et ses collaborateurs¹⁵ ont appliqué les données du *National Health Interview Survey* des États-Unis à des données locales provenant du recensement américain afin d'estimer une variété d'indicateurs de santé. Les estimations locales ont ensuite été validées en utilisant les résultats d'une enquête téléphonique basée sur une population plus vaste afin d'obtenir des valeurs «étalons». On a constaté que les estimations de type synthétique et de régression correspondaient aux valeurs étalons pour certaines variables liées à la santé, mais non pour d'autres. Il n'y avait aucune constante dans les types de variables qui produisaient des approximations justes et médiocres. Spasoff et son équipe¹⁶ ont utilisé des estimations de type synthétique et de régression pour effectuer des calculs similaires à l'aide des données de l'Enquête sur la santé en Ontario de 1990-1991 et du recensement du Canada de 1986. Une fois encore, les estimations relatives à de petites régions n'ont pas permis d'obtenir des valeurs étalons approximatives satisfaisantes.

On a attribué les résultats observés dans ces deux études à des lacunes dans le plan des évaluations. La seconde comportait des choix imparfaits de valeurs étalons et des sources inexactes de données sur lesquelles fonder les modèles d'estimation. Notre

expérience nous porte à croire que, par opposition aux résultats de ces études, il est possible de créer des modèles simples d'estimation du tabagisme chez les jeunes. Ces modèles ne peuvent cependant pas s'appliquer à différentes populations et à différentes époques et il est peut-être irréaliste de s'attendre à ce que des comportements complexes, comme le tabagisme chez les jeunes, puissent être prédits en se fondant uniquement sur des facteurs socio-démographiques et des méthodes simples d'estimation. Il peut être nécessaire d'avoir recours à des méthodes d'analyse plus raffinées (telles que les nouvelles méthodes empiriques de Bayes²⁰) ou encore, la conceptualisation des modèles doit comporter l'utilisation de prédicteurs qu'on ne trouve pas couramment dans les données du recensement.

Remerciements

Cette étude a été financée grâce à la subvention 6605-6550-NPHS versée par le Programme national de recherche et de développement en matière de santé, de Santé Canada. Le D^r Pickett est un scientifique de carrière dont les travaux sont financés par le ministère de la Santé et des Soins de longue durée de l'Ontario.

Références

- Marcus SE, Giovino GA, Pierce JP, Harel Y. Measuring tobacco use among adolescents. *Public Health Rep* 1993;108 (Suppl 1):20-4.
- Stephens M, Siroonian J. L'habitude de fumer et les tentatives pour s'en défaire. *Rapports sur la santé* 1998;9(4):31-8.
- Makomaski Illing EM, Kaiserman MJ. La mortalité attribuable au tabagisme au Canada et dans ses régions, 1994 et 1996. *Maladies chroniques au Canada* 1999;20(3):123-30.
- Mao Y, Gibbons L, Wong T. The impact of decreased prevalence of smoking in Canada. *Can J Public Health* 1992;83:413-6.
- Risch HA, Howe GR, Jain M, Burch JD, Holowaty EJ, Miller AB. Are female smokers at higher risk for lung cancer than male smokers? A case-control analysis by histologic type. *Am J Epidemiol* 1993;138:281-93.
- Poulin C, Elliot D. Alcohol, tobacco and cannabis use among Nova Scotia adolescents: implications for prevention and harm reduction. *Can Med Assoc J* 1997;156:1387-93.
- Miller AB. Le meilleur des mondes — la lutte contre le cancer et les promesses du nouveau millénaire [commentaire]. *Maladies chroniques au Canada* 1999;20(4):154-66.
- Single E, Rehm J, Robson L, Truong MV. The relative risks and etiologic fractions of different causes of death and disease attributable to alcohol, tobacco and illicit drug use in Canada. *Can Med Assoc J* 2000;162:1669-75.
- Single E, Robson L, Rehm J, Xie X. Morbidity and mortality attributable to alcohol, tobacco, and illicit drug use in Canada. *Am J Public Health* 1999;89:385-90.
- Kaiserman MJ. Le coût du tabagisme au Canada, 1991. *Maladies chroniques au Canada* 1997;18(1):15-22.
- Single E, Robson L, Xie X, Rehm J. *The costs of substance abuse in Canada: a best estimation study*. Ottawa: Canadian Centre on Substance Abuse, 1996.
- Santé Canada (Stephens T, Morin M, rédacteurs). *Enquête de 1994 sur le tabagisme chez les jeunes : rapport technique*. Ottawa, 1996; Cat. H49-98/1-1994F.
- Hobbs FM, Pickett W, Ferrence RG, Brown KS, Madill C, Adlaf EM. Youth smoking in Ontario 1981-87: a cause for concern. *Can J Public Health* 1999;90:80-2.
- Statistique Canada. *Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995. Fichiers de microdonnées à grande diffusion*. Ottawa, 1995; Cat. 82F0001-XBD.
- MacKenzie EJ, Shapiro S, Yaffe R. The utility of synthetic and regression estimation techniques for local health planning. *Med Care* 1985;23:1-13.
- Spasoff RA, Strike CJ, Nair RC, Dunkley GC, Boulet JR. Small group estimation for public health. *Can J Public Health* 1996;87:130-4.
- Levy PS, French DK. *Synthetic estimation of state health characteristics based on the health interview survey*. Washington: US Department of Health, Education and Welfare, 1977; Vital and Health Statistics, Series 2, No 75, DHEW Pub No (PHS)78-1349.
- Lafata JE, Koch GG, Weissert WG. Estimating activity limitation in the noninstitutionalized population: a method for small areas. *Am J Public Health* 1994;84:1813-7.
- Purcell NJ, Kish L. Estimation for small domains. *Biometrics* 1979;35:365-84.
- Ghosh M, Rao JNK. Small area estimation: an appraisal. *Stat Sci* 1994;9:55-93.
- Statistique Canada. *Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997* [tableaux non publiés]. Ottawa, 1999.
- Statistique Canada. *Dictionnaire du recensement de 1996*. Ottawa, 1997; Cat. 92-351-XPFF.
- Mills C, Stephens T, Wilkins K. Rapport sommaire de l'Atelier sur la surveillance de l'usage du tabac [rapport d'atelier]. *Maladies chroniques au Canada* 1994;15(3):120-5.
- Rosner B. *Fundamentals of biostatistics*. 3^e éd. Belmont (CA): Duxbury, 1989:452-5. ■

La prévalence du diabète chez les Cris de l'ouest de la baie James

David A.L. Maberley, Will King et Alan F. Cruess

Résumé

Nous avons évalué la prévalence du diabète chez les Cris de Moose Factory, en Ontario ainsi que les caractéristiques démographiques générales des sujets diabétiques. Les personnes atteintes de diabète ont été identifiées au moyen d'une étude rétrospective du registre du diabète et des dossiers des consultants externes et des patients hospitalisés. La prévalence brute du diabète s'élevait à 62 pour 1 000 (intervalle de confiance à 95 % : 54–72). La prévalence directement standardisée en fonction de l'âge était de 103 pour 1 000 dans l'ensemble de la population (intervalle de confiance à 95 % : 89–118 pour 1 000, standardisé en fonction de la population canadienne de 1991). Le taux estimatif de diabète dans la population canadienne est d'environ 5 %. L'âge moyen des diabétiques dans la communauté était de 53 ans; la durée moyenne de la maladie s'élevait à 8,2 années. La majorité des diabétiques étaient des femmes (64 %) et prenaient des antihypertenseurs (64 %). D'après les données recueillies dans le cadre de cette étude, la prévalence du diabète est plus élevée dans la population de Moose Factory en Ontario que dans l'ensemble de la population canadienne et que dans les autres populations criées de la région.

Mots clés : adulte; autochtones; diabète non insulino-dépendant; diabète sucré; Indiens d'Amérique du Nord; Ontario; prévalence

Introduction

Selon l'Enquête Santé Canada¹, la prévalence globale du diabète auto-déclaré chez les adultes canadiens (âgés de 18 à 74 ans) s'élève à environ 5,1 %. Au cours des 50 dernières années, la prévalence de la maladie a augmenté chez les Indiens d'Amérique du Nord²; dans certaines populations autochtones du Canada, elle est même aujourd'hui beaucoup plus élevée que dans la population générale du Canada³⁻⁶.

La prévalence du diabète varie considérablement d'une population à l'autre, bien qu'il soit difficile de comparer les données entre les études à cause de différences majeures dans les méthodes utilisées. Dans leur étude sur la distribution géographique du diabète chez les Autochtones du Canada effectuée en 1990, Young et coll. donnent un aperçu des différences régionales de la prévalence⁷. Les chercheurs montrent que c'est dans la région de l'Atlantique que l'on observe les taux standardisés selon l'âge les plus élevés, et que

c'est chez les Inuits que ces taux sont les plus faibles. De tous les groupes autochtones du Canada, ce sont les groupes de langue algonquienne du nord-est, dont font partie les Cris de la baie James, qui affichent la plus forte prévalence de diabète.

Les données sur les Cris de l'ouest de la baie James sont peu nombreuses; l'étude réalisée par Brassard et coll. dans la population crie du Québec a révélé cependant que le taux de prévalence du diabète standardisé selon l'âge y était élevé comparativement à celui de l'ensemble de la population canadienne⁸. Le phénomène pourrait être lié aux changements rapides effectués au mode de vie et au régime alimentaire de ces communautés au cours des 50 dernières années^{9,10}.

Le but de notre étude est d'évaluer la prévalence brute et la prévalence standardisée selon l'âge du diabète dans la communauté de Moose Factory en Ontario, et de comparer les chiffres obtenus à ceux des autres populations autochtones du Canada.

Références des auteurs

David A.L. Maberley et Will King, Department of Ophthalmology, University of British Columbia, Vancouver (Colombie-Britannique)

Alan F. Cruess, Department of Ophthalmology, Queen's University, Kingston (Ontario)

Correspondance : D^r David Maberley, Department of Ophthalmology, University of British Columbia, 2550 Willow Street, Vancouver (Colombie-Britannique) V5Z 3N9

Méthodes

Au nombre des communautés de l'ouest de la baie James figurent Moose Factory, Moosonee, Attawapiskat, Kashechewan, Fort Albany, Peawanuk et New Post. La population de la région, qui compte quelque 11 000 habitants, est très stable, le nombre d'arrivées et de départs étant pratiquement nul; elle est composée avant tout de Cris, qui font partie des peuples algonquins^{11,12}. Située sur une île de l'embouchure de la rivière Moose, Moose Factory est la plus importante communauté de la région. La population crie âgée de plus de 15 ans s'y élève à 1 900 habitants.

L'Hôpital général de Weeneebayko à Moose Factory est le seul hôpital de la région. C'est dans cet hôpital ou un centre de consultations externes en médecine familiale attendant qu'est soignée la population de Moose Factory.

Le principal mode de transport pour atteindre les communautés de la baie James est l'avion. Le chemin de fer se rend à Moosonee, mais il n'y a aucun accès à la région par la route depuis le sud. Toutes les communautés de l'ouest de la baie James peuvent être considérées comme des communautés «isolées»: les contacts avec les populations non autochtones y sont minimes et on y pratique encore la chasse et la cueillette traditionnelles.

Les données de cette étude ont été recueillies à l'occasion d'un examen du registre du diabète de l'hôpital de Weeneebayko et de tous les dossiers des patients du Centre de consultations externes de Moose Factory. Au moment de la compilation des données, en juin 1998, tous les diabétiques connus étaient soignés à ce centre. Il est donc impossible que l'on ait omis des sujets recevant des soins médicaux ailleurs. Les dossiers des patients hospitalisés ont été analysés afin de confirmer le diagnostic de diabète chez les personnes dont les données du laboratoire de diagnostic ne figuraient pas dans les dossiers de consultation externe.

Les données ont été recueillies au moyen d'une recherche manuelle dans les dossiers des patients. Le diagnostic de diabète a été confirmé après examen des études sur la glycémie à jeun effectuées dans le cadre des soins de routine dispensés à la clinique médicale de Moose Factory. Les médecins de la clinique utilisent les critères normalisés de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) pour poser le diagnostic du diabète. Plus précisément, on diagnostique un diabète lorsque la glycémie à jeun du patient est supérieure à 7,8 mmol/L ou le résultat à l'épreuve d'hyperglycémie provoquée est supérieur à 11,1 mmol/L¹³. Toutes les analyses de laboratoire ont été réalisées au laboratoire de l'hôpital de Weeneebayko. Pour le test d'hyperglycémie provoquée, la glycémie était mesurée deux heures après la charge de glucose. Les sujets affichant des résultats élevés aux dosages de la glycémie effectués au hasard ont été soumis à de nouvelles mesures de la glycémie à jeun au centre de consultations externes.

La prévalence du diabète de type I est très faible chez les Cris du Québec⁹. Au cours de l'étude, un seul sujet souffrant d'un diabète de ce type a été identifié à Moose Factory. C'est pourquoi toutes les données présentées ici concernent des sujets souffrant de diabète de type II (non insulino-dépendant). Les sujets atteints de diabète gestationnel ou de diabète secondaire ont été exclus de l'étude, tout comme les diabétiques non cris.

Les données démographiques de base et les antécédents médicaux de la cohorte des diabétiques ont été recueillis au cours de l'examen des dossiers. L'âge du sujet et la durée de la maladie ont été consignés à partir du 1^{er} janvier 1998. Lorsque la date de survenue du diabète n'était pas précisée dans les notes du médecin, on l'a définie comme la date du plus ancien résultat de laboratoire répondant aux critères de l'OMS pour le diabète. Le traitement a été défini comme le régime suivi par le sujet pendant la majeure partie de la période de cinq ans précédant le mois de janvier 1998. Les sujets qui prenaient des médicaments pour contrôler leur pression sanguine ont été considérés comme hypertendus. Enfin, les complications macrovasculaires du diabète ont été ainsi définies: antécédents d'accident vasculaire cérébral avec séquelles ou infarctus du myocarde documenté par électrocardiographie.

Nous avons aussi recueilli des données sur les analyses sanguines de routine. Pour de nombreux sujets, aucun profil de laboratoire complet n'avait été établi durant le cours de la maladie; nous avons cependant tenté de standardiser les résultats de laboratoire de façon à rendre ces valeurs quelque peu significatives. Pour tous les sujets, nous avons consigné les résultats d'analyses effectuées le plus près possible d'un point situé deux ans après le diagnostic de diabète, afin d'avoir une idée du bilan métabolique durant les premiers stades du diabète dans cette communauté.

Les statistiques descriptives ont été calculées à l'aide du programme statistique SPSS. La prévalence directement standardisée en fonction de l'âge pour Moose Factory a été établie à partir des données du recensement canadien de 1991 pour les personnes âgées de plus de 15 ans¹⁴. Les intervalles de confiance (IC) pour les estimations de la prévalence du diabète de type II ont été calculés à l'aide de la distribution binomiale¹⁵.

Cette étude a été réalisée avec l'approbation du Conseil d'administration, du directeur général et du médecin chef de l'Hôpital général de Weeneebayko. Le Conseil d'administration de l'hôpital compte deux représentants de chacune des communautés crie qui reçoit des soins à cet hôpital. Le protocole de l'étude a été approuvé également par le Comité d'éthique de la recherche sur les humains en sciences de la santé de l'Université Queen's. Toutes les données ont d'abord été présentées dans le cadre d'un débat ouvert tenu à Moose Factory.

TABLEAU 1
Prévalence du diabète selon l'âge et le sexe,
population de Moose Factory, 1998

Âge (ans)	Hommes		Femmes		Les deux sexes
	Prévalence pour 1 000	Chiffres brutes	Prévalence pour 1 000	Chiffres brutes	Prévalence pour 1 000
15-24	11,9	3/251	7,9	2/253	9,9
25-34	14,9	4/268	43,8	11/251	28,9
35-44	56,8	10/176	120,2	25/208	91,1
45-54	184,9	22/119	166,7	21/126	175,5
55-64	272,7	12/44	483,3	29/60	394,2
65-74	131,5	5/38	265,3	13/49	206,9
75-84	285,7	6/21	411,8	7/17	342,1
85+	0,0	0/6	307,7	4/13	210,5
Tous les âges	67,2	62/923	114,6	112/977	91,6

Taux standardisés^a (pour 1 000) chez les personnes 15 ans et plus = 130,85 (IC à 95 %: 115,7-146,0)

Résultats

D'après les estimations fournies par le Bureau de la planification sanitaire de l'Hôpital de Weeneebayko, la population crie de Moose Factory se chiffrait, en 1997, à 2 819 habitants, dont 1 900 avaient plus de 15 ans¹⁶.

Après examen des dossiers, 174 personnes ont été identifiées comme diabétiques; aucune d'entre elles n'avait moins de 15 ans. La prévalence brute du diabète dans l'ensemble de la population s'élevait à 62 pour 1 000 (IC à 95 % : 53-72). Le taux brut chez les sujets âgés de plus de 15 ans atteignait 92 pour 1 000 (IC à 95 % : 79-105) [tableau 1].

Pour évaluer l'effet du sexe sur la prévalence du diabète, nous avons calculé les valeurs en fonction du sexe chez les hommes et les femmes de plus de 15 ans (tableau 1). La prévalence s'établissait ainsi à 67 pour 1 000 (IC à 95 % : 51-83) chez les hommes, et à 115 pour 1 000 (IC à 95 % : 95-135) chez les femmes. La prévalence la plus élevée a été observée chez les femmes de 55 à 64 ans, dont 48 % étaient diabétiques.

Comme la proportion des personnes âgées de moins de 35 ans est plus élevée chez les Cris de Moose Factory que dans l'ensemble de la population canadienne, nous avons effectué une standardisation directe en fonction de l'âge à partir des données du recensement canadien de 1991, les personnes de plus de 15 ans servant de population de référence¹⁴. La prévalence du diabète directement standardisée en fonction de l'âge chez les personnes de plus de 15 ans à Moose Factory s'élevait à 131 pour 1 000 (IC à 95 % : 116-146). En tenant compte de tous les âges, la prévalence standardisée s'établissait à 103 pour 1 000 (IC à 95 % : 92-114).

Les caractéristiques démographiques de l'ensemble de la cohorte sont présentées au tableau 2. Nous ne possédions pas de données sur tous les sujets pour toutes les variables; en fait, pour chaque variable, nous ne disposons de données que sur environ 90 % des sujets.

L'âge moyen des sujets diabétiques de Moose Factory était de 53 ans. La durée moyenne de la maladie était de huit ans. Soixante-quatre pour cent de tous les diabétiques étaient des femmes, et 64 % prenaient des antihypertenseurs. La plupart des sujets étaient traités avec des hypoglycémifiants oraux, et 14 % avaient déjà souffert d'un infarctus du myocarde ou d'un accident vasculaire cérébral (tableau 2). Avec un indice de masse corporelle (IMC) moyen de 32,4 kg/m², on peut considérer cette population de diabétiques comme nettement obèse (l'obésité étant définie par un IMC supérieur à 27).

La concentration moyenne de l'hémoglobine A_{1c} dans la population diabétique de Moose Factory était de 0,10, ce qui témoigne d'un mauvais équilibre de la glycémie chez les diabétiques. Le taux moyen de cholestérol sérique était de 5,25 mmol/L, taux qui correspond au «risque marginal», tandis que les taux moyens d'azote uréique sanguin et de créatinine sérique pour la cohorte se situaient dans la gamme normale pour le laboratoire de l'hôpital de Weeneebayko.

Discussion

Dans l'ensemble de la population canadienne, la prévalence estimative du diabète est d'environ 50 pour 1 000¹. Il ressort de la présente étude que la prévalence de cette maladie est de beaucoup supérieure chez les Cris de la baie James en Ontario. Dans la communauté de Moose Factory, nous avons en effet établi la prévalence

TABLEAU 2
Données démographiques de base de la population de Moose Factory

Variable démographique	Sujets (avec données)	Nombre moyen (variables continues) ou pourcentage (variables discrètes)	Écart-type
Nombre total de sujets	174		
Âge moyen des sujets	174	53 ans	15 ans
Durée moyenne du diabète	170	8,2 ans	6,4 ans
Nombre d'hommes/de femmes	174	36 % / 64 %	
Régime de traitement (diète/oral/insuline)	171	28 % / 53 % / 19 %	
Hypertendus/normotendus	169	64 % / 36 %	
Accident vasculaire cérébral ou infarctus du myocarde (déjà/jamais)	155	14 % / 86 %	
Concentration moyenne de l'hémoglobine A _{1c}	166	10 %	3 %
Indice de masse corporelle moyen	155	32,4 kg/m ²	4,9 kg/m ²
Taux moyen de cholestérol sérique	155	5,25 mmol/L	1,10 mmol/L
Taux moyen d'azote uréique sanguin	164	5,24 mmol/L	1,74 mmol/L
Taux moyen de créatinine sérique	165	64,8 mmol/L	19,9 mmol/L

brute du diabète à 62 pour 1 000 dans l'ensemble de la population, et à 92 pour 1 000 chez les sujets âgés de plus de 15 ans. Après standardisation directe selon l'âge, la prévalence estimative s'élevait à 131 pour 1 000 dans la baie James en Ontario. Ces chiffres sont beaucoup plus élevés que ceux obtenus chez les Cris de la baie James au Québec par Brassard et son équipe, soit 27 pour 1 000 (IC à 95 % : 24–30) pour la prévalence brute et 66 pour 1 000 (IC à 95 % : 59–73) pour la prévalence ajustée selon l'âge chez les sujets âgés de plus de 20 ans (tableau 3)⁸.

Les différences dans la prévalence du diabète dans ces deux populations apparentées ne semblent pas liées à des différences d'échantillonnage, les deux études ayant identifié les sujets à partir des registres des cas diagnostiqués par des médecins qui utilisaient des critères diagnostiques similaires. La prévalence plus élevée observée dans la présente étude pourrait donc témoigner de différences réelles entre les populations ontariennes et québécoises.

L'occidentalisation accrue des populations autochtones d'Amérique du Nord a entraîné des bouleversements dans leur régime alimentaire et leur mode de vie au cours des 50 dernières années¹⁷. Dans leur étude, Brassard et coll. ont mis en évidence un gradient géographique marqué dans la prévalence du diabète, les communautés plus isolées étant quelque peu à l'abri de la maladie. La prévalence élevée du diabète à Moose Factory pourrait indiquer que cette communauté est moins isolée que celles étudiées par Brassard et ses collègues. En fait, avec ses franchises de restauration rapide, ses restaurants et ses grands magasins, Moose Factory est une communauté très développée dont la population a davantage accès à l'éventail d'aliments occidentaux. Le degré

d'occidentalisation y est semblable à celui de Chisasibi, au Québec. Le fait que l'estimation québécoise inclut de nombreuses autres communautés isolées pourrait entraîner une prévalence globale moins élevée, et puisque l'échantillonnage a été réalisé une décennie plus tôt, on peut penser que les communautés du Québec étaient globalement moins occidentalisées à l'époque de l'étude de Brassard et coll. que ne l'est aujourd'hui Moose Factory. D'après une étude très récente de la population crie du Québec, la prévalence brute du diabète y aurait d'ailleurs augmenté au cours des 10 dernières années et se rapprocherait davantage des valeurs présentées dans notre étude¹⁸.

Dans leur aperçu réalisé en 1990, Young et coll. présentent les données standardisées selon l'âge pour différents groupes linguistiques autochtones, basées sur les estimations intercensitaires de la population canadienne de 1985. Les Autochtones canadiens des Territoires du Nord-Ouest affichaient les taux de diabète les plus bas, alors que ceux de l'Ontario et des régions de l'Atlantique obtenaient les taux les plus élevés¹². Comme dans l'étude de Brassard et coll., on a observé un gradient géographique manifeste. Des taux de prévalence du diabète plus bas ont été enregistrés sous les latitudes les plus septentrionales et dans les régions les plus isolées.

Il ne va pas de soi de comparer les taux de prévalence du diabète obtenus dans la présente étude avec ceux d'autres populations d'Indiens d'Amérique du Nord. Les méthodes de recherche varient en effet énormément d'une étude à l'autre. Les différences dans les techniques utilisées pour choisir les populations, dans les critères diagnostiques et dans les populations standardisées ne facilitent pas non plus la tâche. Le tableau 3 présente les études sur les populations autochtones canadiennes qui

TABLEAU 3
Prévalence du diabète directement standardisée selon l'âge pour diverses populations canadiennes

Région	Tribu/culture	Plage d'âge standardisée	Population-type	Prévalence directement standardisée selon l'âge (IC à 95 %)
Moose Factory (Ontario) [présente étude]]	Cri	15+	Canadienne de 1991	13,1 % (11,5–14,6)
Baie James (Québec) ⁶	Cri	20+	Canadienne de 1986	6,6 % (5,9–7,3)
Sandy Lake (Ontario) ²²	Ojibwa/Cri	10+	Canadienne de 1991	26,1 % (22,9–29,3)
Sud-ouest de l'Ontario ³	Oneida/Chippewa/Muncey	5+	Canadienne de 1985	14,7 % (12,7–16,7)
Sud-ouest de l'Ontario ³	De race blanche	5+	Canadienne de 1985	2,2 % (1,6–2,8)
Moose Factory (Ontario) [présente étude]	Cri	Tous les âges	Canadienne de 1991	10,3 % (9,2–11,4)
Région de l'Atlantique ⁷	Algonquien	Tous les âges	Canadienne de 1985	8,7 % (8,1–9,3)
Ontario ⁷	Algonquien/Iroquoien	Tous les âges	Canadienne de 1985	7,6 % (7,3–7,9)
Sioux Lookout (Ontario) ²²	Ojibwa/Cri	Tous les âges	Canadienne de 1986	6,7 % (4,6–8,7)

donnent des taux de prévalence standardisés selon l'âge à partir des données du recensement canadien. Pour faciliter la comparaison, les résultats directement standardisés selon l'âge sont présentés tant pour l'ensemble de la population que pour les sujets âgés de plus de 15 ans. Dans les cas où l'on donnait les taux de prévalence standardisés selon l'âge pour l'ensemble de la population, les chiffres pour la catégorie «tous les âges» étaient systématiquement plus bas, ce qui s'explique par l'association entre l'âge et l'augmentation de la prévalence du diabète de type II.

Des études menées dans certaines populations autochtones de l'Ontario, de l'Alaska et de l'Arizona ont fait état de taux de prévalence du diabète inférieurs à ceux de la population crie ontarienne de la baie James^{19–21}. En revanche, c'est dans la communauté ojibwa-crie de Sandy Lake en Ontario que les taux déclarés étaient les plus élevés²². Il est intéressant de noter que, dans les tribus affichant des taux de prévalence ajustés selon l'âge de l'ordre de 100 pour 1 000 (tableau 3), on observe une grande parenté ancestrale — les Chippewas, les Cris, les Ojibwas et les Oneidas font tous partie du même groupe linguistique (algonquien).

Les données sommaires sur le diabète à Moose Factory (tableau 2) mettent en évidence un taux de prévalence considérablement plus élevé chez les femmes que chez les hommes. Ce phénomène a été documenté dans toutes les autres études de la prévalence du diabète chez les Autochtones du Canada. Chez les Algonquins du lac Simon au Québec, Delisle et coll. ont relevé un taux de prévalence statistiquement différent entre les hommes et les femmes : 49 % des femmes âgées de 30 à 64 ans souffraient de la maladie comparativement à seulement 24 % des hommes²³. Cet écart pourrait s'expliquer par le fait que l'on diagnostique souvent le

diabète chez les femmes dans le cadre des tests de dépistage de routine effectués au moment de la grossesse. Il pourrait aussi être lié aux taux plus élevés d'obésité, d'intolérance au glucose et de diabète de type II observés à un plus jeune âge chez les femmes autochtones²¹. L'impact d'une prévalence accrue du diabète gestationnel doit aussi être considéré comme un facteur qui contribue au développement du diabète de type II tant chez les mères que chez les enfants²⁴. Il se pourrait enfin que les femmes consultent davantage que les hommes.

La principale limite de la présente étude tient à l'utilisation des registres du diabète et des données d'examen des dossiers pour établir le diagnostic des cas. Cela pourrait en effet ne donner qu'une image partielle de la situation du diabète chez les Cris de Moose Factory. Les données représentent néanmoins vraisemblablement la prévalence minimale du diabète dans cette communauté. Le taux réel pourrait être de 25 % à 30 % plus élevé^{25,26}.

Les initiatives locales mises en oeuvre par le Conseil de bande Omuskegowuk considèrent le diabète comme l'un des principaux enjeux en santé communautaire à Moose Factory. Comme on connaît bien le diabète dans la communauté, il se pourrait qu'on y détecte davantage la maladie que dans les autres communautés. Si c'est effectivement le cas, le registre des maladies chroniques utilisé pour cette étude pourrait être plus représentatif de la prévalence réelle de la maladie à Moose Factory que dans les autres communautés possédant des bases de données similaires²⁷.

Une autre statistique d'intérêt est le nombre élevé de sujets diabétiques prenant des antihypertenseurs (64 %). Le phénomène pourrait s'expliquer soit par une association significative entre le diabète et l'hypertension, soit par l'utilisation plus intensive de ces médicaments par les médecins chez leurs patients diabétiques.

Comme les taux moyens de créatinine sérique et d'azote uréique sanguin pour l'ensemble de la cohorte se situaient dans la gamme normale pour les personnes non diabétiques, on peut penser que c'est l'hypertension primaire et non l'insuffisance rénale diabétique qui est probablement le mécanisme à l'origine de l'hypertension chez ces sujets. Le taux de cholestérol sérique moyen de la cohorte était également dans la gamme normale non associée au diabète; toutefois, comme on pouvait s'y attendre, les niveaux d'hémoglobine A_{1c} étaient sensiblement supérieurs à la normale.

L'importance de cette étude tient à ce qu'elle démontre l'existence d'une prévalence élevée du diabète chez les Cris de Moose Factory comparativement à la population crie du Québec et à d'autres populations autochtones du Canada. Aucune donnée n'a été publiée sur la prévalence du diabète chez les Cris de la baie James en Ontario. Cette étude servira de référence pour les futurs projets de surveillance. Ces données confirment également les inquiétudes du Conseil de bande local au sujet de l'ampleur du problème de santé publique posé par le diabète à Moose Factory et font ressortir l'importance de mieux comprendre le diabète, ses complications et sa variabilité selon le sexe et la région chez les Cris de la baie James. On sait que la prévalence du diabète est plus élevée dans les communautés autochtones du Canada que dans l'ensemble de la population canadienne. Cette étude démontre que la prévalence de cette maladie est plus élevée chez les Cris de la baie James que dans les autres populations criées de la région et pourrait même être parmi les plus élevées du pays. Qui plus est, les estimations présentées ici pourraient bien sous-estimer la prévalence réelle du diabète chez les Cris de Moose Factory.

Références

1. Tan MH, MacLean DR. Epidemiology of diabetes mellitus in Canada. *Clin Invest Med* 1995;18(4):240-6.
2. West KM. Diabetes in North American Indians and other native populations of the New World. *Diabetes* 1974;23:841-55.
3. Evers S, McCracken E, Antone I, Deagle G. The prevalence of diabetes in Indians and Caucasians living in Southwestern Ontario. *Can J Public Health* 1987;78:240-3.
4. Montour LT, Macaulay AC. High prevalence rates of diabetes mellitus and hypertension on a North American Indian reservation. *Can Med Assoc J* 1985;132:1110-2.
5. Worrall G, Fodor G, Butt M. A minimal prevalence study of diagnosed diabetes in Newfoundland and Labrador. *Can J Public Health* 1991;82:104-8.
6. Pioro M, Dyck R, Gillis D. Diabetes prevalence rates among First Nations adults on Saskatchewan reserves in 1990: comparison by tribal grouping, geography and with non-First Nations people. *Can J Public Health* 1996;87(5):325-8.
7. Young TK, Szathmary EJ, Evers S, Wheatley B. Geographical distribution of diabetes among the native population of Canada: a national survey. *Soc Sci Med* 1990;31(2):129-39.
8. Brassard P, Robinson E, Lavallée C. Prevalence of diabetes mellitus in the James Bay Cree of northern Quebec. *Can Med Assoc J* 1993;149(3):303-7.
9. Young TK, McIntyre LL, Dooley J, Rodriguez J. Epidemiologic features of diabetes mellitus among Indians in northwestern Ontario and northeastern Manitoba. *Can Med Assoc J* 1985;132:793-7.
10. Robinson E. The health of the James Bay Cree. *Can Fam Physician* 1988;34:1606-13.
11. Affaires indiennes et du Nord Canada, Health Planning Office, Weeneebayko Health Ahtuskaywin (Moose Factory, Ontario) [données non publiées].
12. Young TK, Eموke JES, Evers S, Wheatley B. Geographical distribution of diabetes among the native population of Canada: a national survey. *Soc Sci Med* 1990;31:129-39.
13. Organisation mondiale de la santé. *Le diabète sucré : rapport d'un groupe d'étude de l'OMS*. Genève: OMS, 1985;13; Série de rapports techniques 727.
14. Statistique Canada. *Profil des régions métropolitaines de recensement et agglomérations de recensement (recensement de 1991). Partie A et partie B*. Ottawa, 1992 et 1993; Cat. 93-337 et 93-338.
15. Rosner B. *Fundamentals of biostatistics*. 4^e éd. Belmont (CA): Wadsworth Publishing, 1994:176.
16. Omuskegawuk Band Council (Moose Factory, Ontario). Population estimates, 1997 [données non publiées].
17. Szathmary EJE, Ritenbaugh C, Goodby CM. Dietary change and plasma glucose levels in an Amerindian population undergoing cultural transition. *Soc Sci Med* 1987;24:791-804.
18. Dannenbaum D, Verronneau M, Torrie J, Robinson E, Harris R, Dumont C. *Prevalence of diabetes in Eeyou Istachee (Eastern James Bay Cree)*. Proceedings of the National Aboriginal Diabetes Association; 2000 juin 1-4; Winnipeg, Manitoba.
19. Fox C, Harris SB, Whalen-Brough E. Le diabète chez les Autochtones canadiens dans le nord-ouest de l'Ontario: 10 ans plus tard. *Maladies chroniques au Canada* 1994;15(3):105-10.
20. Gohdes D, Kaufman S, Valway S. Diabetes in American Indians. *Diabetes Care* 1993;16(Suppl 1):239-42.
21. Young TK, Schraer CD, Shubnikoff EV, Szathmary EJE, Nikitin YP. Prevalence of diagnosed diabetes in circumpolar indigenous populations. *Int J Epidemiol* 1992;21:730-6.
22. Harris SB, Gittelsohn J, Hanley A, Barnie A, et al. The prevalence of NIDDM and associated risk factors in Native Canadians. *Diabetes Care* 1997;20(1):185-7.
23. Delisle H, Rivard J, Ékoé J. Prevalence estimates of diabetes and of other cardiovascular risk factors in the two largest Algonquin communities of Quebec. *Diabetes Care* 1995;18(9):1255-9.
24. Mohamed N, Dooley J. Gestational diabetes and subsequent development of NIDDM in Aboriginal women of northwestern Ontario. *Int J Circumpolar Health* 1998;57(Suppl 1):355-8.
25. Delisle HF, Ékoé JM. Prevalence of non-insulin dependent diabetes mellitus and impaired glucose tolerance in two Algonquin communities in Quebec. *Can Med Assoc J* 1993;148:41-7.
26. Young TK, Krahn J. Comparison of screening methods in a diabetes prevalence survey among northern Indians. *Clin Invest Med* 1988;11:180-5.
27. Worrall G. Diabetes among native people. *Can Med Assoc J* 1994;150(5):644-5. ■

Rapport de la situation

Logiciel Orius : calcul des taux et des indicateurs épidémiologiques, et préparation de la sortie graphique

Long On, Robert M. Semenciw et Yang Mao

Résumé

Le logiciel Orius produit des statistiques de surveillance des maladies, y compris des données pour le site Web de Santé Canada «Statistiques sur le cancer en direct» et des statistiques sur demande pour le site Web de la North American Association of Central Cancer Registries. Il offre une souplesse pour l'accès aux données, pour le stockage, la modification et la personnalisation de demandes, et pour la production de résultats statistiques et de la sortie graphique. Les résultats comprennent les taux standardisés selon l'âge ou selon l'âge et le sexe, les rapports d'incidence/mortalité standardisés (RIS ou rapports entre le nombre observé et prévu) pour lesquels une région est sélectionnée en option comme point de référence, le nombre d'années potentielles de vie perdues, la variation moyenne annuelle en pourcentage, le rapport Mantel-Haenszel, le rapport de taux de vraisemblance maximale et l'indice comparatif d'incidence.

Mots-clés : logiciel; registre du cancer; statistiques de l'état civil; taux standardisé selon l'âge

Introduction

Le logiciel Orius a été mis au point parce qu'on avait besoin de disposer de statistiques épidémiologiques descriptives et d'une sortie graphique pour l'analyse de la surveillance et les demandes des utilisateurs. À l'heure actuelle, le logiciel est utilisé à l'interne par le personnel de Santé Canada dans des projets de surveillance, y compris la sortie au site Web de Santé Canada «Statistiques sur le cancer en direct», <<http://www.hc-sc.gc.ca/hpb/lcdc/webmap/>>, et pour la production de statistiques d'incidence du cancer sur demande au site Web de la North American Association of Central Cancer Registries (NAACCR), «CiNA+ Online» <<http://www.naacr.org/CINAPlus/index.html>>. Les sources de données courantes portent sur la mortalité, l'incidence du cancer et la morbidité hospitalière.

La souplesse d'accès aux données, de stockage, de modification et de personnalisation des demandes ainsi que de production de résultats statistiques et de la sortie graphique varient selon l'environnement informatique. À l'heure actuelle, la version de bureau fonctionne en mode autonome sur Windows 95/NT ou en mode client/serveur,

la composante client se trouvant sur Windows 95/NT et la composante serveur, sur HP-UX (système d'exploitation basé sur UNIX). La version Web tourne sur la plate-forme Windows NT et est compatible avec tout serveur Web soutenant l'interface de passerelle commune, Apache par exemple, et Internet Information Server. Cette version est également offerte pour un environnement multi-plates-formes composé de serveurs Windows NT et UNIX (HP-UX ou Sun Solaris).

Méthodes statistiques

Les statistiques suivantes sont actuellement produites à l'aide du logiciel Orius :

Taux standardisés selon l'âge ou selon l'âge et le sexe et rapports d'incidence/mortalité standardisés (RIS ou rapports entre le nombre observé et prévu) pour lesquels une région est sélectionnée en option comme point de référence^{1,2}

Nombre d'années potentielles de vie perdue³

Variation moyenne annuelle en pourcentage (VMAP)

Références des auteurs

Long On, Robert M. Semenciw et Yang Mao, Bureau du cancer, Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques, Direction générale de la santé de la population et de la santé publique, Santé Canada

Correspondance : Robert Semenciw, Bureau du cancer, DGSPSP, Santé Canada, pré Tunney, Indice de l'adresse : 0602C3, Ottawa (Ontario) K1A 0L2; Téléc : (613) 941-2057; Courriel : Robert_Semenciw@hc-sc.gc.ca

Rapport Mantel-Haenszel et rapport de taux (RT) de vraisemblance maximale, et indice comparatif d'incidence (ICI)⁴

On peut calculer la VMAP d'après la pente du logarithme des taux, à partir de l'approximation suivante, où y représente le taux annuel et x , l'année :

$$\log y = a + bx$$

$$y = \exp(a + bx) = \exp(a) \exp(bx)$$

y est égal environ à $\exp(a)(1 + bx)$,
si ax est inférieur, disons, à 5 %.

Étant donné que l'on utilise le taux logarithmique, les taux zéro sont exclus du calcul de la VMAP. Une table présente le nombre de points disponibles. Bien que la régression de Poisson permette des taux zéro, elle exige la création et l'emploi de taux selon l'âge (ou peut-être des groupes d'âge de 10 ans) lorsque de grandes tranches d'âge sont utilisées, comme tous les âges. Le système n'offre, dans le menu actuel, aucune option à ce sujet. Cependant, le code SAS permet de produire le fichier nécessaire d'après la sortie standard obtenue du logiciel Orius.

Sortie graphique

La version Web produit des statistiques sous forme tabulaire ainsi que des diagrammes à bandes et à secteurs, des graphiques linéaires simples et des cartes choroplèthes. ArcView GIS sert à la génération de ces sorties graphiques. La couleur des catégories des cartes dépend du quintile des taux. À l'heure actuelle, la sortie graphique est fournie à l'utilisateur dans le format de fichier JPEG.

Architecture du système

Le logiciel comprend trois composantes principales. L'**application gestionnaire** crée la définition des données, qui décrit les ensembles de données disponibles. Un groupe de définition de données est créé pour chaque ensemble de données disponibles.

L'**application client** (version de bureau) consulte les choix offerts dans le groupe de définition de données et présente ceux-ci à l'utilisateur grâce à un menu à onglets et index. L'utilisateur peut créer, modifier, copier, supprimer et enregistrer à sa guise les sélections de demandes dans la base de données locale stockée sur sa machine. L'application client permet également à l'utilisateur de soumettre la demande à la troisième composante, le **SAS**, directement (en mode autonome) ou par un point de connexion TCP/IP (en mode client/serveur) afin d'obtenir du SAS le fichier de résultats statistiques et le fichier ASCII d'impression en sortie. Il faut recourir à un serveur SAS de couche médiane pour gérer les connexions et demandes multiples des clients. S'ensuivent l'exécution réelle du SAS et le retour en sortie des résultats au client.

La version Web étend l'architecture existante grâce à l'emploi d'**ArcView GIS**, afin d'assurer la sortie

graphique, suivant les besoins. L'application client de bureau est remplacée par une **application client Web**, qui interagit avec l'utilisateur par une série de pages HTML générées dynamiquement afin de recueillir l'information relative aux demandes. Ici aussi, il faut recourir à un serveur ArcView de couche médiane pour obtenir les services de sortie graphique au nom du client. Une bibliothèque de formats SAS et/ou de formats offerts par le client fournissent l'information relative aux titres de la sortie à l'impression.

Toutes les composantes, à l'exception du SAS et d'ArcView GIS, sont écrites en VisualAge for Smalltalk. Ce produit est un environnement de mise au point de logiciels orientés objets de qualité industrielle pour multi-plates-formes. L'environnement offre une grande hiérarchie de classes et de nombreux objets réutilisables prêts à l'emploi. Il renferme également un environnement de mise au point intégré qui permet la navigation et l'écriture de méthodes et de classes définies par l'utilisateur, la compilation incrémentielle, l'exécution et la mise à l'essai de programmes, et l'inspection d'objets ainsi qu'un débogueur par points d'arrêt. La gestion du code source et de la configuration ainsi que le soutien de mise au point rapide d'applications dans un contexte d'équipes figurent au nombre des autres caractéristiques intégrées à cet environnement. Les routines statistiques sont écrites dans le langage de programmation du SAS par l'emploi de scripts de macro-instructions. Les routines graphiques sont écrites en Avenue, le langage de script d'ArcView GIS.

Voici la liste des menus :

1. Plages d'âge
2. Points milieux d'âge
3. Populations types
4. Régions géographiques
5. Causes
6. Sexe
7. Plage d'années
8. Groupe de population standardisé pour l'âge
9. Définition des données (à l'aide d'une ou de plusieurs listes des points 1 à 8 ci-dessus)
10. Groupe de définition des données (à l'aide d'une ou de plusieurs définitions des données précisées au point 9 ci-dessus)

Les fichiers d'aide en ligne de l'application gestionnaire et de l'application client, accessibles à l'aide de programmes de navigation standard, fournissent des renseignements supplémentaires sur les listes, les exigences en matière de fichiers, les sorties et les limites du programme actuel.

Les données nécessaires au calcul des taux sont tirées de tables récapitulatives créées par un programme ou de vues d'une base de données avec un index facultatif. Ces tables, décrites plus loin dans le menu d'aide en direct,

renferment les données récapitulatives des résultats selon l'âge, la région, l'année, la cause, le sexe et, en option, la race. Dans le cas des tables SAS, une option d'accès de point direct permet d'accroître l'efficacité de l'extraction⁵. Les données nécessaires sur les cas et la population sont sélectionnées séparément et récapitulées d'après l'information fournie dans la demande. Les deux fichiers résultants sont fusionnés, les taux sont calculés et les listes ainsi que la sortie graphique sont créées.

Discussion

Le logiciel Orius permet la sortie de demandes typiques en quelques secondes (un peu plus de temps pour la version Web en raison d'un traitement supplémentaire). Dans l'environnement client/serveur de la Direction générale de la santé de la population et de la santé publique (de Santé Canada), il n'y a habituellement que quelques utilisateurs simultanés. L'expérience supplémentaire au site Web de la NAACCR indiquera comment le programme agira en présence d'un grand nombre d'utilisateurs simultanés dans un environnement Web. L'emploi de VisualAge for Smalltalk a permis la création d'un programme portatif assurant des communications fiables et transparentes pour l'utilisateur en mode client/serveur. Les analystes peuvent accéder au code du SAS pour satisfaire à des exigences supplémentaires. Il est possible d'ajouter, à la version client/serveur actuelle, les sorties graphiques qu'offre la version Web, mais aucun développement n'est prévu en ce sens. Cet ajout serait particulièrement utile si les résultats pouvaient également être versés dans le modèle d'un programme graphique courant afin de permettre aux utilisateurs d'apporter des modifications supplémentaires, suivant les besoins.

Remerciements

Les noms ci-dessous sont les marques déposées des entreprises indiquées.

Apache	The Apache Software Foundation
ArcView GIS	Environmental Systems Research Institute, Inc.
HP-UX	Hewlett-Packard Company
Oracle	Oracle Corporation
SAS	SAS Institute Inc.
Sun Solaris	Sun Microsystems, Inc.
UNIX	UNIX Systems Labs Inc.
VisualAge for Smalltalk	IBM Corporation
Windows, Windows 95, Windows NT, and Internet Information Server	Microsoft Corporation

Références

1. Breslow N, Day N. *Statistical methods in cancer research. Volume 2: The design and analysis of cohort studies*. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 1987:48-81; IARC Sci Publ No 82.
2. Ury HK, Wiggins AD. Another shortcut method for calculating the confidence interval of a Poisson variable (or of a standardized mortality ratio). *Am J Epidemiol* 1985;122:197-8.
3. Romeder JM, McWhinnie JR. Potential years of life lost between ages 1 and 70: an indicator of premature mortality for health planning. *Int J Epidemiol* 1977;6:143-51.
4. Ferlay J, Black RJ, Whelan SL, Parkin DM. *CISVII electronic database of cancer incidence in five continents*, volume 7. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 1997; IARC CancerBase No 2.
5. Howard N, Pickle LW. Efficient data retrieval: direct access using the point option. In: *Proceedings of the Ninth Annual SAS Users Group International Conference*; 1984 mars; Tallahassee (Floride). Cary (NC): SAS Institute, 1984:294-8. ■

Recensions de livres

Qualitative Research Methods: A Health Focus

par Pranee Liamputtong Rice et Douglas Ezzy

South Melbourne (Australie) : Oxford University Press, 1999;
x + 295 pages; ISBN 0-19-550610-3; 37,95 \$ (couverture souple)

Cet ouvrage conçu à l'intention d'étudiants du premier cycle renferme une introduction à différentes méthodes de recherche qualitatives et à leurs fondements théoriques, dans le contexte de la recherche en santé. Il paraît à un moment fort opportun, étant donné la hausse de popularité asymptotique des méthodes de recherche qualitatives. En fait, cette tendance est particulièrement évidente dans le domaine de la santé, où des chercheurs comme les auteurs australiens de cet ouvrage font de nombreuses contributions empiriques fort utiles à l'aide de méthodes qualitatives et offrent d'excellentes analyses de la méthodologie qualitative.

L'ouvrage de Rice et Ezzy s'ouvre par un chapitre intitulé *Théorie de la recherche qualitative : traditions et innovations* [traduction]. On y trouve une vue d'ensemble fort instructive des perspectives théoriques dont s'inspirent les différentes méthodes de recherche, notamment le positivisme logique, l'ethnographie, la phénoménologie, l'interactionnisme symbolique, le féminisme, le post-modernisme et l'herméneutique. Ces renseignements généraux sont extrêmement utiles car ils aident le lecteur à comprendre les raisons d'utiliser les différentes méthodes qualitatives présentées dans l'ouvrage et ce que ces méthodes peuvent apporter aussi bien au chercheur qu'aux participants des études.

Le deuxième chapitre, *Rigueur, éthique et échantillonnage* [traduction], présente un survol théorique des divers critères utilisés pour évaluer la qualité (c'est-à-dire la validité et la fiabilité) de recherches qualitatives, critères qui varient selon les différentes perspectives théoriques décrites dans le premier chapitre. Ces critères vont du coefficient d'objectivité à la position relativiste et réflexive du post-modernisme, en passant par les pistes de vérification, la présence de citations directes et la triangulation. Les auteurs abordent la rigueur de la recherche en même temps que l'éthique, ce qui mérite d'être salué, puisque toute recherche doit à tout le moins être rigoureusement éthique. Vers la fin de ce chapitre, ils présentent un bref survol de diverses questions liées à l'échantillonnage (taille de l'échantillon, généralisabilité, etc.) et consacrent un paragraphe à chacune de douze stratégies d'échantillonnage (tels cas déviant, variation maximale, cas typique et échantillonnage par critère). Deux pages de ce chapitre traitent de l'échantillonnage théorique.

Ensuite, Rice et Ezzy consacrent un chapitre (d'une vingtaine de pages) à chacune de sept méthodes de recherche qualitatives, dont les méthodes classiques (interviews en profondeur, groupes de discussion, méthodes discrètes et ethnographie), quelques approches plus complexes (analyse

narrative et cycle de vie, recherche participative) et une méthode relativement nouvelle, le travail de mémoire. Dans chaque cas, ils situent la méthode dans les différentes perspectives théoriques décrites dans le premier chapitre, en définissent les termes de base et en décrivent les principales étapes et démarches. De plus, ils donnent des exemples courts mais clairs illustrant l'application de chaque méthode dans des études sur différents sujets relevant de la santé (p. ex., le sida, la santé mentale, la santé publique, la santé des enfants et la santé des femmes). Enfin, ils présentent une liste concise mais utile des avantages et des limites de chaque méthode, quelques lectures conseillées et un exercice dirigé permettant au lecteur de mettre en application ce qu'il vient d'apprendre.

Les sept chapitres portant sur les méthodes qualitatives sont suivis d'un chapitre sur l'analyse de données qualitatives. Parmi les méthodes d'analyse présentées figurent l'analyse du contenu, la théorie à base empirique (*grounded theory*) et certaines approches sémiotiques et post-structuralistes. Différentes techniques de codage et l'analyse informatisée des données sont aussi abordées. Dans cette partie, les auteurs clarifient avec raison la différence entre l'analyse déductive et inductive du contenu. Malheureusement, ils brouillent par ailleurs la distinction entre l'analyse thématique et la théorie à base empirique, affirmant que la principale différence entre ces deux approches tient au fait que, contrairement à l'analyse thématique, la théorie à base empirique comporte un échantillonnage théorique (page 193). Parce qu'elle fait une large place à l'élaboration de théories, la théorie à base empirique diffère sensiblement de l'analyse thématique. Comme l'expliquent Strauss et Corbin¹, «si la construction de théories est effectivement le but d'un projet de recherche, les conclusions *doivent* alors être présentées comme un ensemble de notions interreliées, et non comme une simple énumération de thèmes» [traduction].

Les deux derniers chapitres, fort instructifs, traitent de la rédaction d'un projet de recherche qualitative et d'un rapport de recherche qualitative. Tous les principaux éléments d'une proposition de projet de recherche y sont clairement expliqués, exemples à l'appui : importance de l'étude, information générale pertinente et raison d'être de l'étude, méthodologie, diffusion des conclusions, échéancier et justification du budget demandé. Dans la même veine, les principaux facteurs dont il faut tenir compte au moment de rédiger un rapport d'étude qualitative sont décrits de façon structurée, notamment l'auditoire auquel le rapport ou

l'article s'adresse et les règles de présentation du manuscrit (selon qu'il s'agit d'un rapport d'étude, d'un article destiné à paraître dans une revue ou d'un livre). Les modalités de la proposition d'articles à des revues scientifiques, souvent absentes dans des ouvrages de ce genre, sont décrites. Autre gage du caractère pratique de ce livre, on y trouve la liste des critères d'évaluation des comptes rendus d'études qualitatives, qui peut servir d'aide-mémoire utile pour tous.

Dans l'ensemble, Rice et Ezzy ont su expliquer avec brio l'éventail des méthodes qualitatives et leurs fondements théoriques respectifs. Qui plus est, vu l'accessibilité de cet ouvrage, il est probable que les auteurs réussissent, comme ils le souhaitent, à stimuler l'intérêt des étudiants pour la réalisation de recherches qualitatives en santé.

Cependant, le dicton «Qui trop embrasse, mal étreint» s'applique en l'occurrence, car si les auteurs ont réussi à donner une portée très large à cet ouvrage, cela s'est fait aux dépens de la profondeur. Par conséquent, ce livre n'apprendra vraisemblablement pas grand-chose aux personnes qui ont déjà une bonne connaissance des méthodes de recherche qualitatives. Cependant, il n'en demeure pas moins une lecture utile pour les auteurs de recherches quantitatives en santé qui souhaitent mieux comprendre les méthodes sur lesquelles reposent les études qualitatives. Cela est d'autant plus vrai que, contrairement à certains chercheurs dont la préférence pour les méthodes qualitatives découle d'une réaction de rejet à l'égard de la nature décontextualisée et théorique des méthodes de recherche déductives, Rice et Ezzy ne prétendent pas que les méthodes de recherche qualitatives devraient être appliquées à tous les programmes et études du domaine de la santé (page 251). Bien au contraire, ils reconnaissent que les méthodes de recherche qualitatives peuvent être inadéquates dans beaucoup de cas, par exemple quand il faut recueillir des données épidémiologiques, quand des essais contrôlés randomisés peuvent fournir des données très diverses

ou quand il faut généraliser les données à de grandes populations. Par ailleurs, il existe aussi des cas où il faut combiner des méthodes de recherche qualitatives et quantitatives pour répondre de façon satisfaisante aux questions des chercheurs. Les méthodes de recherche qualitatives s'avèrent précieuses lorsqu'il s'agit de comprendre et d'interpréter le sens que les gens accordent à la santé ou à la maladie. Quand c'est ce sens qu'il importe de saisir, il faut recourir aux méthodes de recherche qualitatives (pages 251–252).

Cote globale : Excellent

Points forts : Vue d'ensemble complète et accessible des méthodes de recherche qualitatives utilisées dans le domaine de la santé
Exercices dirigés et glossaire extrêmement utiles pour les enseignants et les étudiants

Points faibles : Manque de profondeur

Lecteurs : Étudiants du premier cycle et personnes peu au fait des méthodes de recherche qualitatives

Référence

1. Strauss A, Corbin C. *Basics of qualitative research: Techniques and procedures for developing grounded theory*. Thousand Oaks (Californie): Sage Publications, 1998:145.

Connie M. Kristiansen

Professeure agrégée
Department of Psychology
Carleton University
Ottawa (Ontario) K1S 5B6

Social Epidemiology

Recueil d'articles publié sous la direction de Lisa F. Berkman et d'Ichiro Kawachi

New York : Oxford University Press, 2000;

xxii + 391 pages; ISBN 0-19-508331-8; 104,00 \$ (couverture rigide)

Depuis dix ans, l'épidémiologie connaît une période fertile quoique remplie de défis. Le paradigme classique de cette discipline repose sur la mesure des expositions et des facteurs de risque chez les individus et sur l'évaluation de la contribution de ces expositions au risque de survenue d'affections particulières. Malgré la mise au point de techniques poussées d'évaluation des expositions et les progrès des méthodes d'analyse, les limites du paradigme classique pour ce qui est de fournir des explications complètes de la fréquence de maladies chez les individus et de la santé de populations ont fait l'objet de bien des critiques au cours des dix dernières années.

Face à ces limites, les connaissances conceptuelles et méthodologiques dans le domaine de l'épidémiologie ont progressé sur deux fronts *à priori* distincts : l'épidémiologie moléculaire et l'épidémiologie sociale. L'épidémiologie moléculaire s'attache à l'interaction des expositions individuelles et du patrimoine biologique de l'individu au niveau cellulaire ou moléculaire; elle intègre de plus en plus la mesure des variations génétiques entre les individus dans les hypothèses sur l'étiologie des maladies. Pour sa part, l'épidémiologie sociale s'intéresse au milieu social dans lequel l'individu évolue, milieu qui conditionne la nature des facteurs auxquels l'individu sera exposé et influence la résistance de ses mécanismes de défense.

La collection d'articles publiés dans *Social Epidemiology* (sous la direction de Lisa Berkman et d'Ichiro Kawachi de la *Harvard School of Public Health*) figure parmi les plus populaires des nombreux ouvrages récents qui offrent une synthèse des cadres conceptuels et des données empiriques dans ce domaine. L'ouvrage a quatre points forts.

Premièrement, les seize chapitres de ce volume illustrent de façon éloquente la nature interdisciplinaire de l'épidémiologie sociale. Bien que l'adhésion aux méthodes empiriques de l'épidémiologie soit le fil conducteur de l'ouvrage, les auteurs sont issus de disciplines très diverses qui vont de la sociologie à la médecine, en passant par la psychologie, les sciences politiques et la physiologie. Comme le volume publié il y a quelques années par des membres du Programme de santé de la population de l'Institut canadien des recherches avancées, intitulé *Why are some people healthy and others not?*¹, ce recueil d'articles montre à quel point il est impératif que l'épidémiologie s'allie à d'autres disciplines des sciences humaines et des sciences de la vie pour favoriser une meilleure compréhension de la santé de la population.

Deuxième point fort : chaque chapitre fait une large place aux travaux qui ont marqué l'histoire de l'épidémiologie sociale. Cet historique est une contribution importante qui fait d'ailleurs l'objet d'un chapitre rédigé par les directeurs de la publication. S. Leonard Syme, qui a considérablement influencé l'évolution de ce domaine (et qui a grandi dans le quartier nord de Winnipeg) lui consacre sa préface.

Troisième point fort : bon nombre des auteurs des articles de ce recueil sont des sommités mondiales de l'épidémiologie sociale. Le chapitre que signent John Lynch et George Kaplan sur la position socio-économique est une synthèse contemporaine particulièrement brillante des questions conceptuelles et empiriques qui éclairent les rapports entre la situation socio-économique et la santé. Le chapitre de Sally Macintyre et d'Anne Ellaway, ainsi que celui de Michael Marmot, illustrent avec éloquence les répercus-

sions conceptuelles de l'incorporation de mesures du milieu physique et social dans des études sur les déterminants de la maladie. Enfin, le chapitre signé par Eric Brunner présente un excellent sommaire des données prouvant l'existence d'effets directs du milieu social sur la régulation des fonctions homéostatiques endocriniennes et immunitaires.

Le quatrième point fort de cet ouvrage réside dans sa structure conceptuelle. Les différents chapitres décrivent la conceptualisation et la mesure des principaux facteurs sociaux qui influencent la santé (position socio-économique, répartition des revenus, discrimination liée à la race, à l'origine ethnique ou au sexe, réseaux sociaux et soutien social, capital social et cohésion sociale, milieu de travail et transitions de la vie) plutôt que des catégories de maladies. Cette structure fait clairement ressortir l'influence généralisée et persistante du milieu social sur l'état de santé et le bien-être des populations humaines. Elle souligne aussi sans équivoque l'importance des mesures et des politiques gouvernementales qui déterminent la qualité et la forme des milieux sociaux dans lesquels nous évoluons aux différentes étapes de notre vie.

Référence

1. Evans RG, Barer ML, Marmor TR. *Why are some people healthy and others not? Determinants of health of populations*. New York, Aldine de Gruyter, 1994.

Cam Mustard

Professeur agrégé, Public Health Science
Faculty of Medicine, University of Toronto, et
Directeur scientifique
Institut de recherche sur le travail et la santé
250 Bloor Street East
Toronto (Ontario) M4W 1E6

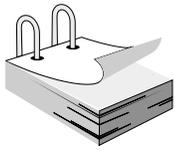
Poste conduisant à la permanence — Informatique de la santé

Department of Health Studies and Gerontology, University of Waterloo

Le *Department of Health Studies and Gerontology, Faculty of Applied Health Sciences*, de l'*University of Waterloo* offre un poste conduisant à la permanence en informatique de la santé. Ce poste est actuellement financé par une bourse quinquennale accordée dans le cadre d'un partenariat avec les Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), mais l'université s'est engagée à garder ce poste à la fin de la période de financement par les IRSC. La *Faculty of Applied Health Sciences* vise à mettre sur pied un centre de recherche et un programme de deuxième et troisième cycles en informatique de la santé en collaboration avec le *Department of Computer Science*, le *Department of Statistics and Actuarial Science* et d'autres universités canadiennes.

Les candidats doivent avoir un doctorat et démontrer un intérêt pour la recherche financée et l'enseignement aux premier, deuxième et troisième cycles. Parmi les domaines d'expertise qui constituent des atouts pour l'obtention de ce poste, notons la gestion de l'information en santé, la mesure de la performance, les indicateurs de santé, la recherche sur les services de santé, l'application d'Internet à l'épidémiologie et la santé publique, la collecte de données sanitaires, l'évaluation des outils informatiques et Internet dans les domaines de la promotion de la santé et des services ainsi que la télésanté. Le candidat choisi sera nommé professeur adjoint. Cette nomination devrait avoir lieu d'ici le 1^{er} juillet 2001. Veuillez envoyer votre curriculum vitae (préciser notamment les domaines d'enseignement et de recherche qui vous intéressent et joindre deux articles de recherche) et trois lettres de recommandation **d'ici le 15 décembre 2000** à la D^{re} Patricia Wainwright, Chair of Search Committee, Department of Health Studies and Gerontology, University of Waterloo, Waterloo (Ontario) N2L 3G1.

Conformément aux exigences de l'immigration canadienne, ce poste est ouvert à tous les citoyens canadiens. L'*University of Waterloo* encourage toutes les personnes qualifiées à soumettre leur candidature, y compris les femmes, les membres des minorités visibles, les Autochtones et les personnes handicapées. La nomination est conditionnelle à la disponibilité des fonds.



Calendrier des événements

**du 29 novembre au
1^{er} décembre 2000**
Washington, DC
États-Unis

«*Living Healthier, Living Longer: The Will and the Way*»

15^e Conférence nationale sur la prévention et la lutte contre la maladie

Parrains : *Centers for Disease Control and Prevention (CDC)*, *Association of State and Territorial Chronic Disease Program Directors (ASTCDPD)* et *Prevention Research Centers Program*

Estella Lazenby
The KEVRIC Company, Inc.
Silver Spring Metro Plaza One
610 – 8401 Colesville Road
Silver Spring, MD
USA 20910
Tél. : (301) 588-6000
<www.cdc.gov/nccdphp>
<www.astcdpd.org>

du 26 au 27 janvier 2001
Toronto (Ontario)

«*Better Breathing 2000*»

Conférence scientifique annuelle sur la santé respiratoire de la *Ontario Thoracic Society*

The Ontario Thoracic Society
201 – 573 King Street East
Toronto, Ontario M5A 4L3
Tél. : (416) 864-9911
Télééc. : (416) 864-9916
Courriel : julianaq@on.lung.ca
<www.on.lung.ca>

du 1^{er} au 3 avril 2001
Banff (Alberta)

«La thérapeutique optimale par l'évaluation, la politique et la pratique»

Réunion annuelle de l'Association canadienne de la thérapeutique des populations (ACTP)

Date limite des résumés : le 15 décembre 2000

Kris Schindel
Courriel : kschindel@interbaun.com
<www.capt-actp.com>

du 13 au 18 mai 2001
Toronto (Ontario)

9^e réunion internationale sur les femmes et la santé

Campus de *York University*

Monica Riutort, Coordinator
Canadian Planning Committee
Tél. : (416) 323-6249
Télééc. : (416) 323-7318
Courriel : monicari@web.net

du 13 au 16 juin 2001
Toronto (Ontario)

Congrès d'épidémiologie 2001

Réunion combinée des *American College of Epidemiology*, Section épidémiologique de l'*American Public Health Association*, Société canadienne d'épidémiologie et de biostatistique et *Society for Epidemiologic Research*

<www.epi2001.org>

du 1^{er} au 6 juillet 2001
Vancouver
(Colombie-Britannique)

«*Global Aging: Working Together in a Changing World*»

17^e Congrès de l'Association internationale de gérontologie

Date limite des résumés : le 31 décembre 2000

Congress Secretariat
Gerontology Research Centre
Simon Fraser University
2800 – 515 West Hastings Street
Vancouver (BC) V6B 5K3
Tél. : (604) 268-7972
Télééc. : (604) 291-5066
Courriel : iag_congress@sfu.ca
<www.harbour.sfu.ca/iag>

Chercheur en santé de la population — Cancer

*Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage
Alberta Cancer Board*

Le *Alberta Cancer Board* est l'organisme provincial chargé de la coordination de la prévention, du dépistage précoce et du traitement du cancer, ainsi que des soins de soutien y afférents. Il attache énormément d'importance aux recherches qui sous-tendent toutes ses activités. La Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage comprend le groupe de recherche scientifique, le registre albertain du cancer (un registre de tous les cas de cancer observés dans la population de la province), le programme provincial de dépistage du cancer du sein et plusieurs initiatives communautaires de prévention. L'Alberta offre aux chercheurs en santé un environnement dynamique, et le *Alberta Cancer Board* a récemment lancé une levée de fonds pour la création d'un fonds permanent de recherche sur le cancer.

Le *Alberta Cancer Board* est à la recherche d'un candidat pour combler un poste à plein temps en recherche sur la santé de la population à la Division de l'épidémiologie, de la prévention et du dépistage. Cette division fait des recherches basées sur la population dans les domaines de l'épidémiologie, de la surveillance et la modélisation du cancer, ainsi que sur les aspects comportementaux de la prévention et du dépistage du cancer et sur l'utilisation des stratégies de prévention et de dépistage. On recherche des scientifiques qui s'intéressent à un ou à plusieurs de ces domaines, ou à des domaines complémentaires en recherche sur la lutte contre le cancer. Ce poste offre une excellente occasion de mettre au point un programme de recherche autonome au sein d'un environnement multidisciplinaire.

Les candidats doivent posséder un doctorat dans une discipline pertinente ou un doctorat en médecine, et avoir reçu une formation supplémentaire en recherche. Le candidat retenu recevra un financement de base, mais sera encouragé à chercher une aide salariale et des subventions auprès d'organismes de l'extérieur, comme la *Alberta Health Foundation for Medical Research*, le Programme national de recherche et de développement en matière de santé ou le Conseil de recherches médicales du Canada. S'il réussit à obtenir un financement externe, le *Alberta Cancer Board* fournira de son côté des avantages supplémentaires.

Les titulaires des postes seront incités à collaborer avec des collègues qui s'occupent d'étiologie, de prévention, de dépistage précoce et de surveillance du cancer, ainsi qu'avec d'autres scientifiques et cliniciens de le *Alberta Cancer Board* et des universités de l'Alberta et de Calgary. Les titulaires seront aussi encouragés à assumer des fonctions de professeur adjoint dans une université.

Conformément aux exigences des services canadiens de l'immigration, cet avis s'adresse aux citoyens canadiens et aux immigrants reçus; toutefois, d'autres catégories de gens sont invitées à poser leur candidature à l'adresse suivante.

D^{re} H. Bryant, Director
Division of Epidemiology, Prevention and Screening
Alberta Cancer Board
3330 Hospital Drive NW, Room 382
Calgary (Alberta) T2N 4N1

MCC : Information à l'intention des auteurs

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

ARTICLES DE FOND

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

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

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

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

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

AUTRES TYPES D'ARTICLES

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

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

PRÉSENTATION DES MANUSCRITS

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

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

Liste de vérification pour la présentation des manuscrits

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

Maladies chroniques au Canada

une publication de la

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

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

Comité de rédaction de MCC

Donald T. Wigle, président du comité

Direction générale de la santé
environnementale et de la sécurité
des consommateurs
Santé Canada

Jean-François Boivin

McGill University

Jacques Brisson

Université Laval

Neil E. Collishaw

Médecins pour un Canada sans fumée

James A. Hanley

McGill University

Clyde Hertzman

University of British Columbia

C. Ineke Neutel

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

Kathryn Wilkins

Division des statistiques sur la santé
Statistique Canada

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

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

Adresse postale : *Maladies chroniques au Canada*

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

Téléphone :

Rédactrice en chef	(613) 957-1767
Rédactrice scientifique	(613) 957-2624
Diffusion	(613) 941-1291
Télécopieur	(613) 952-7009

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

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