Table des matières

45 **Composantes d'un régime méditerranéen et indice de masse corporelle chez l'adulte : Enquête sur la nutrition et la santé cardiovasculaire dans la région de Peel**
Mamdouh M Shubair, R Stephen McColl et Rhona M Hanning

55 **Participation à la mammographie de dépistage et stratégie d'invitation : Programme québécois de dépistage du cancer du sein, 1998 – 2000**
Sonia Jean, Diane Major, Louise Rochette et Jacques Brisson

63 **Étude d'observation des mesures de protection contre le soleil et la chaleur utilisées durant les célébrations en plein air entourant la Fête du Canada en 2003**
ST David, U Chandran, D Paquette, D Scholten, J Wilson, E Galanis, M Becker, F Crane, R Lester, T Mersereau, E Wong et D Carr

70 **Validité d'une version à 12 items de l'échelle d'évaluation (CES-D) utilisée dans le cadre de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes**
Christiane Poulin, Denise Hand et Brock Boudreau

78 **Examinateurs en 2004**

79 **Analyse de l'effet du biais de sélection sur l'association entre l'hormonothérapie substitutive et le risque de cancer du sein**
Ilona Csizmadi, Christine M Friedenreich, Heather E Bryant et Kerry S Courneya

87 **Comparaison de mesures du statut socioéconomique des adolescents dans une enquête nationale sur la santé de la population canadienne**
Beth K Potter, Kathy N Speechley, Iris A Gutmanis, M Karen Campbell, John J Koval et Douglas Manuel

98 **Compte rendu d'un atelier**

Surveillance du cancer en milieu de travail
Jennifer I Payne

100 **Calendrier des événements**

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

Publication autorisée par le ministre de la Santé

© Ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada 2005

ISSN 0228-8702

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

Maladies chroniques au Canada

une publication de l'Agence de Santé publique du Canada

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

Sylvie Stachenko
Rédactrice scientifique principale
(613) 946-3537

Stephen B Hotz
Rédacteur scientifique associé

Robert A Spasoff
Rédacteur scientifique associé

Claire Infante-Rivard
Rédactrice scientifique associée

Cathy Marleau
Éditique

Francine Boucher
Conception graphique

Comité de rédaction de MCC

Jacques Brisson
Université Laval

Neil E Collishaw
Médecins pour un Canada sans fumée

James A Hanley
Université McGill

Clyde Hertzman
University of British Columbia

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

Kathryn Wilkins
Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada

Maladies chroniques au Canada (MCC) est une revue scientifique trimestrielle axée sur les données à jour sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les blessures au Canada. Selon une formule unique. Selon une formule unique et depuis 1980, la revue publie des articles de fond soumis à l'examen par les pairs des auteurs, des secteurs tant public que privé et comprenant des recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement et les services de santé. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas nécessairement celles du Comité de rédaction de MCC, ni celles de l'Agence de Santé publique du Canada.

La revue est diffusée gratuitement sur demande.

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

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

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

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

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

Composantes d'un régime méditerranéen et indice de masse corporelle chez l'adulte : Enquête sur la nutrition et la santé cardiovasculaire dans la région de Peel

Mamdouh M Shubair, R Stephen McColl et Rhona M Hanning

Résumé

Le régime est un facteur lié au mode de vie contribuant au risque de surcharge pondérale/obésité et de maladie cardiovasculaire. Cette enquête avait pour but de vérifier l'hypothèse selon laquelle un régime de type méditerranéen (M) serait associé à un poids santé parmi les habitants d'une vaste municipalité de banlieue située en Ontario. On a formé au hasard un échantillon transversal de 759 adultes âgés de 18 à 65 ans. Ces derniers ont répondu à un questionnaire téléphonique, comprenant des questions sur la fréquence de consommation de 60 catégories d'aliments. L'analyse des composantes principales a révélé que les catégories d'aliments se regroupaient en six facteurs alimentaires d'ordre inférieur et en deux types de régime alimentaire d'ordre supérieur. Le régime M reflétait une consommation élevée de fruits et de légumes, d'huile d'olive et d'ail, de poisson et de fruits de mer. Le régime non M reflétait une grande consommation d'aliments à teneur élevée en gras et à faible teneur en nutriments, de viande et de volaille et d'aliments contenant beaucoup de sucre ajouté. Le score pour le régime M était inversement lié à l'indice de masse corporelle (IMC) ($p = 0,027$). Après rajustement en fonction du sexe, de l'éducation, du revenu et de l'état matrimonial, un score élevé pour le régime M était lié à un IMC plus bas parmi les personnes de 40 à 49 ans. Les stratégies de promotion de la santé cardiovasculaire visant à prévenir l'obésité chez l'adulte devraient être axées sur les composantes d'un régime de type méditerranéen.

Mots clés : *habitudes alimentaires, indice de masse corporelle, obésité, promotion de la santé cardiovasculaire, régime méditerranéen*

Introduction

La surcharge pondérale et l'obésité chez l'adulte sont des problèmes de santé publique importants et constituent des facteurs de risque connus pour des maladies comme le diabète sucré de type II et les affections cardiovasculaires. La surcharge pondérale/obésité est manifestement associée à un excès chronique d'apport énergétique alimentaire par rapport aux dépenses en énergie (par l'activité physique, par exemple). Encore trop peu de recherches ont été menées sur l'effet des habitudes alimentaires sur la prévalence de la surcharge pondérale et de l'obésité parmi une communauté canadienne anglaise urbaine diversifiée.

En 1997, une enquête sur la santé cardiovasculaire a permis de relever une surcharge pondérale et un problème d'obésité (IMC > 25 kg/m2) chez 43 % de la population adulte de la région de Peel, une vaste municipalité de banlieue située en Ontario[1]. La présente étude a été conçue dans le but premier de décrire les habitudes alimentaires d'un échantillon aléatoire d'adultes demeurant dans la région de Peel. Elle visait aussi à déterminer si ces habitudes alimentaires étaient un prédicteur (variable indépendante) de l'indice de masse corporelle (IMC).

De nombreuses études ont établi un lien entre le régime méditerranéen, caractérisé par des habitudes alimentaires prudentes, et un taux réduit de morbidité et de mortalité liées aux affections cardiovasculaires[2–7]. Le régime méditerranéen varie d'une région à une autre et se compose typiquement d'une grande quantité d'huile d'olive, de fruits, de légumes, de légumineuses et de grains entiers; d'une quantité modérée de produits laitiers, de poisson et de volaille; et d'une petite quantité de viande rouge et de sucreries, le tout accompagné d'une consommation modérée de vin aux repas[8]. Ainsi, ce régime comporte un ratio gras monoinsaturés/acides gras saturés élevé et est riche en fibres et en flavonoïdes[4]. Les habitudes alimentaires intégrant bon nombre des composantes d'un régime méditerranéen ont été associées à un IMC plus bas en Europe[9,10]. La présente étude est fondée sur l'hypothèse selon laquelle des habitudes alimentaires similaires à celles du régime méditerranéen seraient associées à des poids santé parmi les habitants de la région de Peel. L'identification des habitudes alimentaires saines et moins saines dans la région de Peel sera utile dans le cadre de la conception et de la mise en œuvre d'interventions communautaires en matière de santé cardiovasculaire adaptées aux habitudes alimentaires d'une population.

Coordonnées des auteurs

Mamdouh M Shubair, R Stephen McColl, Rhona M Hanning, Department of Health Studies and Gerontology, University of Waterloo
Correspondance : Stephen McColl, Department of Health Studies and Gerontology, University of Waterloo, 200, avenue University ouest, Waterloo (Ontario) Canada N2L 3G1; télécopieur : (519) 746-2510; courriel : mccoll@healthy.uwaterloo.ca

Méthodologie

Plan d'enquête

L'Enquête sur la nutrition et la santé cardiovasculaire dans la région de Peel (ENSCP) était une enquête transversale à autodéclaration menée par téléphone auprès d'hommes et de femmes âgés de 18 à 65 ans, choisis au hasard parmi les habitants de la communauté urbaine de Peel. À l'aide d'un système d'interview téléphonique assistée par ordinateur (ITAO), on a généré de façon aléatoire des numéros de téléphone à partir de la centrale téléphonique régionale. Un échantillonnage aléatoire stratifié a été effectué en fonction de la population de chaque localité géographique de la région : Mississauga = 65 %, Brampton = 30 % et Caledon = 5 %. Pour chaque ménage contacté, un adulte admissible était sélectionné pour répondre au questionnaire à la suite d'un consentement verbal. L'enquête téléphonique a été menée de juillet à septembre 2001 par six interviewers formés à cette fin, à partir du laboratoire d'ITAO du Survey Research Centre de l'Université de Waterloo (UW-SRC). L'étude a été approuvée par le comité d'éthique de la recherche en sciences humaines de l'Université de Waterloo.

Population

Neuf cent vingt personnes ont répondu aux questionnaires téléphoniques. Cela représente un taux de réponse général de 51,6 % par rapport au nombre de numéros de téléphone composés au hasard parmi les ménages que l'on savait admissibles (n = 1 782). Pour ce qui est du nombre d'appels, le protocole d'étude précisait qu'un maximum de six tentatives d'appel devaient être effectuées avant que l'on passe à un autre numéro. Aussi, le nombre de tentatives d'appel pour remplir chacun des 920 questionnaires était d'au moins un et d'au plus six. Sur les 920 répondants, 161 ont été exclus au préalable parce qu'ils suivaient un régime hypocalorique ou un « régime choc » ou encore parce qu'ils étaient soumis à une diète spéciale (par exemple, régime sans sel ou pauvre en lipides). Par conséquent, les données fournies par 759 personnes admissibles ont été utilisées pour l'analyse statistique subséquente. Les répondants exclus (n = 161) ont été comparés aux répondants non exclus (n = 759) à l'aide de tests *t* pour observations non pairées pour ce qui est de l'âge, du poids et de la taille, et à l'aide d'un test du chi carré pour ce qui est du sexe. Les tests ont indiqué que les répondants exclus étaient plus âgés que les répondants non exclus – ils avaient en moyenne 6,5 ans de plus ($p < 0{,}0001$) – et que leur poids autodéclaré était plus élevé en moyenne de 5,5 kilogrammes ($p < 0{,}0001$).

Mesures

Données sociodémographiques et poids et taille autodéclarés

Dans le cadre de l'ENSCP, on a recueilli les mesures autodéclarées du poids et de la taille des répondants, et on a utilisé ces mesures pour déterminer l'IMC (poids [kg]/taille $[m]^2$). Les données relatives à l'âge, au sexe, au niveau de scolarité, au revenu familial annuel, à l'état matrimonial et à l'origine ethnique/lieu de naissance ont ensuite été recueillies.

Les questions relatives au poids autodéclaré, à la taille et à la situation sociodémographique ont au départ été tirées du questionnaire du recensement du Canada de 1996 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996–1997. Pour la présente étude, la variable « âge » a été recueillie sur une échelle de rapport continue (en années). Les participants étaient exclus a priori si leur âge n'entrait pas dans la plage d'âge souhaitée (18 à 65 ans). Le sexe a été défini comme une variable binaire (homme/femme). Les niveaux d'instruction ont été définis comme suit : a) études secondaires non complétées; b) diplôme d'études secondaires/12^{e} année; c) études collégiales ou universitaires partielles; d) diplôme universitaire de premier cycle; e) diplôme universitaire de cycle supérieur. La variable « revenu familial » pour l'année se terminant le 31 décembre 2001 a été recodée en un ensemble plus restreint de catégories. Ces catégories de revenu, fondées sur l'ENSP de 1996–1997, sont les suivantes : a) faible revenu (≤ 39 999 $); b) revenu moyen (40 000–69 999 $); c) revenu élevé (70 000–99 999 $); d) revenu supérieur (≥ 100 000 $).

L'état matrimonial est une variable nominale répartie au départ en six catégories dans le cadre du recensement du Canada de 1996. Dans le cadre de la présente étude, l'état matrimonial a été défini comme une variable factice, soit « marié(e) actuellement » et « non marié(e) actuellement ». La catégorie « marié(e) actuellement » a été obtenue en regroupant les catégories « marié(e) et conjoint(e) de fait » et « partageant le domicile avec un partenaire ». La catégorie « non marié(e) actuellement » a été obtenue en regroupant les catégories « veuf/veuve », « divorcé(e) », « séparé(e) » et « jamais marié(e) ».

Questionnaire sur la fréquence de consommation de divers aliments

Le questionnaire sur la fréquence de consommation de divers aliments (QFA) était fondé sur une liste d'aliments précédemment élaborée et validée pour des études menées par Willett *et al.*[11] La liste a toutefois été adaptée et soumise à l'examen d'experts; nous nous sommes entre autres inspirés des commentaires fournis par des intervenants en santé publique et des diététistes du service de santé de la communauté urbaine de Peel (n = 5) et des professeurs et des étudiants de deuxième cycle affiliés au département des études sur la santé et de gérontologie de l'Université de Waterloo (n = 19), ainsi que d'études antérieures[12–17], afin de mieux refléter le contexte multiculturel canadien et de tenir compte des ambiguïtés ou des incohérences possibles relevées dans le cadre de la méthodologie prudente établie par Hu *et al.*[11] En bout de ligne, le questionnaire portait sur environ 60 catégories d'aliments (tableau 1). Une catégorie donnée pouvait représenter de nombreux aliments similaires. L'interviewer pouvait par exemple poser la question suivante : « Au cours du dernier mois, combien de fois en moyenne avez-vous consommé des viandes transformées comme des hot-dogs, du salami, du bœuf salé, de la mortadelle, des saucisses, du bacon, du jambon, des viandes froides ou d'autres types de charcuteries ou de viandes en conserve? ».

Le questionnaire qualitatif sur la fréquence de consommation de divers aliments (QFA) n'était pas conçu pour établir un profil complet de tous les comportements alimen-

TABLEAU 1
Aliments/catégories d'aliments utilisés dans l'analyse des habitudes alimentaires

- Légumes verts à feuilles
- Légumes orange et jaune foncé
- Crucifères (brocoli, chou-fleur, etc.)
- Haricots
- Autres légumes
- Fruits excluant les agrumes
- Agrumes
- Melons
- Baies
- Fruits exotiques
- Tomatoes
- Frites
- Produits congelés à base de pommes de terre
- Pommes de terre au four, bouillies, en purée ou rôties
- Céréales pour petit-déjeuner
- Produits à base de farine blanche
- Aliments à base de farine de blé entier
- Riz blanc, pâtes blanches (spaghetti, macaroni, nouilles), polenta
- Riz brun, pâtes de blé entier, autres grains
- Pois cassés, pois chiches ou hoummos, haricots secs, lentilles
- Poissons à chair blanche
- Poissons à chair foncée
- Mollusques, crustacés et autres fruits de mer
- Poulet ou dinde
- Canard ou oie
- Œufs avec jaunes
- Blancs d'œufs
- Aliments à base de viande hachée
- Abats rouges
- Viandes transformées
- Bœuf, porc, agneau
- Veau, chève, lapin
- Chocolat en barre, chocolat en morceaux, biscuits, carrés au chocolat, beignes, gâteaux, tartes, brioches, pâtisseries
- Beurre d'arachide
- Noix incluant les arachides, les pistaches, les amandes, les noisettes, les pacanes, les noix de cajou, les châtaignes et les pignons
- Collations comme des croustilles (de pomme de terre ou de maïs), du maïs soufflé ou des nachos
- Lait faible en gras (2 %, 1 % ou écrémé)
- Produits laitiers faibles en gras comme la crème glacée légère ou sans gras, le yogourt glacé, le lait glacé ou le sorbet
- Yogourt nature ou sucré
- Lait homogénéisé
- Crème glacée régulière ou riche
- Fromage cottage ou ricotta
- Crème dans le café ou le thé
- Crème à fouetter, crème sure, fromage en crème
- Autres fromages comme le cheddar, la mozzarella, le brie, le feta ou le chèvre
- Produits à base de soja comme les fèves de soja, le tofu, le miso, le tempeh, le lait de soja, le fromage de soja, les flocons de soja ou la farine de soja
- Vin incluant le vin rouge, le vin blanc, le vin rosé/blush
- Jus de fruits naturels ou purs à 100 % comme le jus de pommes, le jus d'orange, le jus de pamplemousses ou autres
- Boissons gazeuses régulières ou boissons à arôme de fruit
- Boissons gazeuses diète
- Condiments épicés comme la sauce chilli, la salsa, la moutarde, le poivre, le chutney, la sauce à steak, la sauce soja, la sauce Worcestershire et le wasabi
- Garnitures sucrées comme la confiture, la gelée, le sirop de maïs ou d'érable, le miel et la mélasse
- Sauce brune, sauce hollandaise ou sauce au fromage
- Ail frais
- Beurre ou margarine
- Huile d'olive incluant la friture ou les grillades à base d'huile d'olive, les vinaigrettes à base d'huile d'olive et les autres aliments consommés avec de l'huile d'olive
- Huiles de cuisson liquides autres que l'huile d'olive, comme l'huile de canola, l'huile d'arachide, l'huile de carthame ou l'huile de soja
- Saindoux ou shortening

taires. Étant donné qu'il était principalement conçu pour recueillir et évaluer de façon empirique des données relatives au régime méditerranéen prudent (ou aux composantes/dimensions connexes), les catégories d'aliments incluaient des éléments qui correspondaient au régime méditerranéen (p. ex., huile d'olive et vin) ou qui n'y correspondaient pas du tout (p. ex., saindoux/shortening). De plus, les choix englobaient un vaste éventail d'aliments typiques d'un régime nord-américain. Ainsi donc, les grignotines à teneur élevée en gras – en gras saturés et en gras *trans* surtout – étaient classées dans la catégorie « ne correspond pas ». Certains aliments, comme les huiles de cuisson liquides à teneur élevée en gras polyinsaturés, sont considérés sains, mais ne font pas partie d'un régime méditerranéen traditionnel. Ces aliments ont cependant été inclus dans l'étude pour garantir la représentation des composantes alimentaires clés pouvant avoir un lien avec le poids santé dans la région de Peel.

La majorité des questions du QFA posées dans le cadre de l'ENSCP étaient structurées sur une échelle de réponse de sept points. On demandait aux participants d'indiquer quelle avait été leur consommation de certains aliments au cours du dernier mois, en se servant de sept catégories de réponse : a) plus d'une fois par jour; b) chaque jour/sept jours par semaine; c) cinq à six jours par semaine; d) deux à quatre jours par semaine; e) une fois par semaine; f) moins d'une fois par semaine; g) jamais. Pour chaque réponse, un score numérique ordinal était attribué, « plus d'une fois par jour » équivalant à un score de six, et « jamais », à un score de zéro.

Dans la présente étude, les portions n'étaient pas évaluées de façon catégorique. Toutefois, si un participant demandait à un interviewer quelle quantité d'un aliment donné correspondait à une portion, l'interviewer avait pour directive d'indiquer la portion déterminée par le *Guide alimentaire canadien pour manger sainement* ou une portion jugée normale pour cet aliment.

Évaluation des habitudes alimentaires

Une analyse factorielle en composantes principales (ACP) a été utilisée pour dégager la structure factorielle des éléments qualitatifs du QFA, comme d'autres auteurs l'ont décrit[18–22]. L'ACP est essentiellement utilisée pour expliquer l'interaction d'un ensemble de variables (p. ex., les aliments) en regroupant les éléments fortement corrélés qui contribuent à l'expression de quelques facteurs significatifs sur le plan conceptuel (dimensions comportementales; composantes; habitudes). Ces dimensions factorielles tendent à expliquer la majeure partie de la variation dans les aliments, de manière à réduire ceux-ci en un ensemble plus parcimonieux de facteurs qui rendent compte de la majeure partie de la variation expliquée dans les données initiales[18–20].

Nous avons eu recours à la rotation orthogonale pour maximiser l'indépendance des facteurs alimentaires établis à partir de l'ACP. Celle-ci s'est appliquée à une soixantaine de catégories d'aliments puisées dans le questionnaire de l'ENSCP. L'ACP se voulait théoriquement « indifférente », puisque les éléments qualitatifs du QFA ne regroupaient pas les aliments en des catégories préétablies, comme cela s'était fait auparavant[11,23]. Nous avons plutôt introduit les 60 articles dans l'analyse sans agrégation préalable, de manière à faire une évaluation objective de la structure factorielle alimentaire.

Il a été spécifié au préalable que seuls les aliments avec un facteur *beta* (B) – seuil de saturation – égal ou supérieur à 0,30 seraient retenus pour l'analyse. Or, les 60 aliments respectaient ce critère. Les résultats initiaux de l'analyse orthogonale indiquaient la présence de 19 facteurs alimentaires possibles auxquels contribuaient les 60 aliments. Afin de déterminer le nombre de facteurs alimentaires informatifs (c.-à-d. significatifs) à retenir pour l'analyse, nous avons pris en considération le critère du « scree test » objectif et le pourcentage de variation expliquée par chaque critère factoriel[18]. L'ACP a mis en évidence six facteurs alimentaires significatifs d'ordre inférieur (décrits dans les résultats), étant donné que la pente du « scree plot » commence à se stabiliser à la sixième composante (facteur). Le terme « d'ordre inférieur » signifie que ces facteurs ont été établis sur la base des 60 aliments. À l'aide des coefficients tirés de l'ACP, nous avons calculé un score cumulatif pondéré pour chacun des six facteurs alimentaires d'ordre inférieur. Nous avons multiplié chaque article alimentaire par le coefficient de score pondéré correspondant et nous avons fait la somme des produits afin d'obtenir un score pour chaque facteur alimentaire[18].

Une deuxième ACP a mis en évidence deux types de régime alimentaire d'ordre supérieur (décrits dans les résultats). On a calculé un score composite (score M; score non M) pour chacun de ces types.

Analyse statistique

Nous avons analysé les données au moyen de la version 10.1 de SPSS pour Windows. Nous avons examiné les différences de moyenne des scores M entre les quatre groupes d'âge à l'aide d'une analyse de variance à un facteur. En outre, nous avons effectué des comparaisons multiples entre les groupes d'âge en nous servant de la méthode HSD (Honestly Significant Difference) de Tukey comme test *post-hoc*. Une valeur de probabilité de $p \leq 0{,}05$ a été jugée statistiquement significative.

Nous avons eu recours à l'analyse de régression multiple pour déterminer si le score établi au moyen de l'ACP (score M) servirait de prédicteur de l'IMC après rajustement en fonction des autres variables sociodémographiques du modèle, soit l'âge, le sexe, le niveau d'instruction, le revenu du ménage et l'état matrimonial. L'effet de l'âge a été contrôlé par stratification dans les analyses de régression multiple subséquentes. Dans toutes les analyses multivariées, l'IMC a été défini comme une variable continue afin de refléter tout l'éventail de risque[24]. Ainsi, même de faibles variations dans la distribution globale du poids des individus feront mieux pour l'état de santé de la population en général que si nous concentrions notre attention sur les niveaux de risque supérieurs[25].

Résultats

Caractéristiques sociodémographiques

On trouvera dans le tableau 2 les caractéristiques fondamentales des 759 personnes qui ont participé à l'enquête. L'âge moyen des participants était de 39,0 ans (± 13 ans). L'échantillon se composait en majorité de femmes (65 %), et les deux tiers des participants avaient soit complété des études secondaires sans plus, soit entrepris des études collégiales ou universitaires, sans les terminer.

Indice de masse corporelle

Le tableau 3 donne les valeurs de la moyenne et de l'écart-type (ET) pour l'IMC. On a calculé cet indice pour 746 participants. Les catégories d'IMC utilisées correspondent aux catégories types de l'Organisation mondiale de la santé (OMS)[26–28], adoptées récemment par Santé Canada.

Analyse en composantes principales

Définition des facteurs alimentaires d'ordre inférieur

L'ACP a permis de définir six facteurs alimentaires d'ordre inférieur qui regroupent certains aliments (Tableau 4). Ces facteurs sont les fruits et légumes; les viandes et volaille; les aliments à teneur élevée en gras saturé/*trans* et/ou pauvres en nutriments; l'huile d'olive et l'ail; le poisson et les mollusques et crustacés; et les aliments contenant beaucoup de sucre ajouté. La dénomination des facteurs est plutôt arbitraire, mais elle reflète tout de même la qualité de la majorité des aliments qui entrent dans la composition de ces facteurs.

Définition des types de régime alimentaire d'ordre supérieur

Une deuxième ACP a révélé deux types de régime alimentaire d'ordre supérieur. Le premier est caractérisé principalement par une consommation relativement élevée de fruits et légumes, d'huile d'olive et d'ail, ainsi que

TABLEAU 2
Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon d'étude (n = 759)

Variable	Catégories	Nombre de sujets	Pourcentage
Sexe	Homme	265	34,9
	Femme	494	65,1
Groupe d'âge	18–29 ans	218	28,7
	30–39 ans	192	25,3
	40–49 ans	178	23,5
	50–65 ans	171	22,5
Groupe d'âge	Hommes (18–29)	99	13
	Femmes (18–29)	119	15,7
	Hommes (30–39)	63	8,3
	Femmes (30–39)	129	17
	Hommes (40–49)	43	5,7
	Femmes (40–49)	135	17,8
	Hommes (50–65)	60	7,9
	Femmes (50–65)	111	14,6
Niveau d'instruction	Études secondaires non complétées (< 12 années d'éducation)	41	5,5
	Diplôme d'études secondaires/12e année	231	30,9
	Études collégiales ou universitaires partielles	263	35,2
	Diplôme universitaire de premier cycle	161	21,5
	Diplôme universitaire de cycle supérieur	52	7,0
Revenu familial annuel	Inférieur ou égal à 39 999 $	122	22,6
	40 000 $–69 999 $	166	30,7
	70 000 $–99 999 $	130	24,1
	100 000 $ ou plus	122	22,6
État matrimonial	Non marié(e)	291	39,0
	Marié(e)	455	61,0

de poisson et de mollusques et crustacés. On l'appelle le régime M parce qu'il est comparable au régime méditerranéen. Le second type de régime alimentaire (régime non M) est caractérisé par une consommation relativement forte de viandes et volaille, d'aliments à teneur élevée en gras saturé/*trans* et/ou pauvres en nutriments et d'aliments contenant beaucoup de sucre ajouté.

Habitudes alimentaires et IMC

Nous avons testé la relation entre le score M et l'IMC au moyen d'une analyse de régression multiple une fois prises en compte les variables sociodémographiques. Les résultats montrent que le modèle en général est significatif (R^2 = 6,7 %; p < 0,001). Le score M est associé de façon indépendante et inverse à l'IMC (*Beta* = -0,186, p = 0,027).

Sous-analyse par groupe d'âge

Nous avons réalisé une analyse stratifiée selon l'âge en divisant l'échantillon en quatre groupes d'âge, comme l'indique le tableau 2. Pour chaque groupe d'âge, nous avons exécuté une régression de l'IMC par rapport au score M en procédant à la correction nécessaire selon le sexe, le niveau d'instruction, le revenu du ménage et l'état matrimonial. Le score M est un prédicteur indépendant de l'IMC pour le groupe des 40 à 49 ans seulement (*Beta* = -0,237, p = 0,011). Il est quasi significatif pour le groupe des 30 à 39 ans (*Beta* = -0,157, p = 0,056), alors qu'il n'est pas associé significativement à l'IMC pour le groupe des 18–29 ans (p = 0,999) et celui des 50–65 ans (p = 0,564).

Analyse

Dans cette étude, nous avons testé l'hypothèse selon laquelle des habitudes alimentaires comparables à celles décrites dans le modèle du régime méditerranéen sont associées à des poids santé dans la région de Peel. En soumettant à une ACP les données tirées du QFA, nous avons identifié deux grands types de régime alimentaire. Le premier, désigné comme le régime M, est caractérisé par la consommation fréquente d'aliments sains (fruits et légumes; huile d'olive et ail; poisson, mollusques et crustacés) et comprend quelques-uns des principaux éléments d'un régime méditerranéen classique. Le second type de régime alimentaire (régime non M) se compose d'aliments moins sains (aliments à teneur élevée en gras saturés/trans; viandes et volaille; aliments contenant beaucoup de sucre ajouté). Ces deux régimes alimentaires expliquent conjointement 50,6 % de la variation dans les données du QFA, soit 26,8 % pour le régime M et 23,8 % pour le régime non M.

Il est intéressant de constater que certaines des composantes du régime méditerranéen classique (p. ex. légumineuses et vin) n'étaient corrélées avec aucun des six facteurs alimentaires d'ordre inférieur pour décrire une part significative des habitudes alimentaires. On peut penser que dans la région de Peel ces aliments ne figureraient pas nécessairement en tant que tels dans des régimes associés distinctement à une alimentation saine (régime M) ou à une alimentation moins saine.

Des études antérieures ont fait état de régimes alimentaires semblables au régime M ou au régime non M. Par exemple, Hu *et al.*[11] ont identifié deux régimes alimentaires majeurs au moyen d'une ACP appli-

quée aux données d'un QFA semi-quantitatif comprenant 131 questions. Les résultats de l'analyse étayaient l'hypothèse des auteurs selon laquelle un régime alimentaire dénommé « régime sage », qui se rapproche beaucoup du régime méditerranéen par ses composantes, est associé à un risque de maladies cardiovasculaires relativement faible, tandis que le « régime occidental », moins sain, est associé à un risque plus grand. Gray-Donald, O'Loughlin, Richard et Paradis[12] ont étudié le régime alimentaire d'une population adulte à faible revenu et à faible niveau de scolarité dans le quartier Saint-Henri à Montréal (Canada), en se servant d'un questionnaire adapté à cette fin (QFA – Habitudes alimentaires)[13]. L'ACP appliquée aux données de l'enquête a révélé cinq facteurs alimentaires, qui expliquaient 40 % de la variation dans les 38 questions du QFA. Ces facteurs étaient les suivants : éviter les matières grasses (p. ex. ne pas mettre de beurre ou de margarine sur le pain ou les muffins); malbouffe (p. ex. frites, chocolat ou bonbons, bacon ou saucisses); aliments riches en matières grasses (p. ex. poisson frit ou bâtonnets de poisson, lait homogénéisé); substituts à faible teneur en gras (p. ex. utiliser de la mayonnaise légère, du fromage faible en gras, du lait écrémé ou partiellement écrémé (1 %)); transformation de la viande pour en réduire la teneur en gras (p. ex. élimination de tout le gras visible de la viande rouge, bœuf haché extra-maigre).

Une enquête antérieure sur la santé cardiovasculaire révélait que 43 % de la population adulte de la région de Peel souffrait d'obésité ou de surcharge pondérale[1]. Cette étude-ci indique que 40 % des répondants étaient obèses ou avaient une surcharge pondérale (IMC ≥ 25) et que l'obésité constituait un risque sanitaire important pour 13 % des répondants (IMC ≥ 30). En se fondant sur l'échantillon global (n = 759), on a examiné au moyen d'une analyse de régression multiple l'effet indépendant du score M (régime sage) sur l'IMC cet effet étant mesuré sur une échelle continue après avoir procédé aux corrections nécessaires selon les facteurs sociodémographiques courants (âge, sexe, niveau d'instruction, revenu annuel du ménage et état matrimonial). L'analyse a révélé une association inverse modérée mais significative entre l'IMC et le score M (p = 0,027). Ce résultat peut avoir des conséquences en matière de santé publique, étant donné que l'on observe de petites diminutions de poids significatives pour l'ensemble des valeurs de l'IMC mis en rapport avec le score M.

La conclusion de notre étude selon laquelle il existe une association entre le régime M et la diminution de la prévalence de l'obésité/surcharge pondérale est d'autant plus remarquable que cette étude est la première à examiner ce lien au Canada anglais. Plusieurs études ont déjà signalé une association entre des habitudes alimentaires saines, ou moins saines, et l'IMC. Par exemple, Slattery, Boucher, Caan, Potter et Ma[23] ont identifié deux types de régime alimentaire liés à l'IMC. Le régime « sage », caractérisé par une forte consommation de fruits et légumes, une consommation fréquente de volaille et de poisson et une faible consommation d'œufs, de viande rouge et de viande transformée, est associé significativement à un IMC relativement bas, tandis que le régime occidental, caractérisé par une forte consommation de viande rouge et de viande transformée, de frites, d'œufs, de produits laitiers à forte teneur en matière grasse, de grains raffinés, de sucreries et de desserts, est associé à un IMC relativement élevé. Schulze, Hoffmann, Kroke et Boeing[9] ont étudié les habitudes alimentaires d'un large groupe d'Européens, hommes et femmes, (n = 22 354) en soumettant à une ACP les données tirées d'un QFA. Ils ont observé un lien significatif entre les scores des facteurs, qui rendent compte des composantes/habitudes alimentaires, et l'IMC, le niveau d'instruction, l'activité physique et l'usage du tabac. Les habitudes alimentaires expliquaient 31 % de la variation dans l'apport énergétique et l'apport en macronutriments.

Dans la présente étude, nous avons étudié plus en détail le lien entre le score M et l'IMC après avoir effectué une stratification selon l'âge dans des analyses de régression multivariées. Nous avons observé un effet significatif de l'âge sur la capacité du score M de prédire correctement l'IMC et cet effet est particulièrement notable pour le groupe des 40–49 ans, tandis qu'il est quasi significatif pour le groupe des 30–39 ans. Cette observation peut avoir des conséquences en matière de santé publique. En effet, elle donne à penser que les stratégies d'intervention qui visent à promouvoir de saines habitudes alimentaires (ainsi que les composantes d'un régime alimentaire de type méditerranéen) et à prévenir l'obésité dans la région de Peel devraient être orientées vers les personnes de 50 ans ou moins. Il est notoire que le surpoids et l'obésité sont difficiles à traiter et qu'il faut mettre l'accent sur la prévention. La présente étude vient s'ajouter à la série d'ouvrages déjà existants où l'on propose de faire la promotion des fruits et légumes et des poissons dans le cadre d'un régime alimentaire sain. L'étude

TABLEAU 3
Moyenne, écart type et catégories pour ce qui est de l'IMC

IMC	État relatif au poids	Nombre de sujets[a]	Pourcentage
Moyenne ± écart type	24,8 ± 5,0	s.o.	s.o.
Catégories d'IMC	Insuffisance pondérale (< 18,5 kg/m^2)	35	4,7
	Poids santé (18,5–24,9 kg/m^2)	412	55,2
	Surcharge pondérale (25,0–29,9 kg/m^2)	205	27,5
	Obésité de classe I (30,0–34,9 kg/m^2)	67	9,0
	Obésité de classe II (30,0–34,9 kg/m^2)	20	2,7
	Obésité de classe III (≥ 40 kg/m^2)	7	0,9

[a] Les valeurs de l'IMC étaient disponibles pour 746 répondants. Les valeurs relatives au poids et/ou à la taille étaient manquantes pour 13 répondants.

TABLEAU 4
Six facteurs alimentaires d'ordre inférieur relevés au moyen d'une ACP

Aliment/catégorie d'aliments	Coefficient de saturation Beta	Coefficient de score du facteur pour l'aliment/catégorie d'aliments
1. Fruits et légumes[b]		
Légumes orange et jaune foncé	0,67	0,2881
Crucifères (brocoli, chou-fleur, etc.)	0,63	0,2447
Légumes verts à feuilles	0,60	0,2349
Autres légumes	0,60	0,2391
Haricots	0,55	0,1936
Fruits excluant les agrumes	0,44	0,1303
Agrumes	0,39	0,1271
Tomatoes	0,34	0,0954
2. Viandes et volaille[b]		
Viandes hachées	0,74	0,147
Viandes transformées	0,58	0,127
Viandes rouges	0,57	0,109
Volaille	0,57	0,010
3. Aliments à teneur élevée en gras saturé/trans et/ou pauvres en nutriments[b]		
Saindoux/shortening	0,62	0,147
Frites	0,49	0,127
Croustilles	0,48	0,109
Beurre	0,41	0,010
Sauce brune	0,38	0,147
Crème glacée régulière	0,37	0,127
Boissons gazeuses régulières	0,38	0,010
4. Huile d'olive et ail[b]		
Vinaigrettes à base d'huile d'olive	0,71	0,3745
Friture/grillades à l'huile d'olive	0,67	0,3628
Autres aliments consommés avec de l'huile d'olive	0,65	0,3351
Ail	0,40	0,161
5. Poisson, mollusques et crustacés[b]		
Mollusques et crustacés	0,70	0,4078
Poissons à chair blanche	0,66	0,3836
Poissons à chair foncée	0,49	0,2742
6. Aliments contenant beaucoup de sucre ajouté[b]		
Beurre d'arachide	0,72	0,4745
Condiments sucrés	0,62	0,386
Chocolat/bonbons/sucreries	0,41	0,2017

[a] L'ACP orthogonale était fondée sur un échantillon de 759 personnes.
[b] La dénomination des facteurs alimentaires a été choisie en fonction des catégories d'aliments de ces facteurs qui avaient le coefficient beta le plus élevé.

a en outre permis d'ajouter à la liste des aliments sains l'huile d'olive, qui est une composante essentielle du régime méditerranéen.

La variation totale de l'IMC expliquée par le régime alimentaire peut sembler particulièrement modeste (R^2 = 6,7 %). Or, le poids d'un individu peut être déterminé par des facteurs d'ordre génétique, métabolique ou physiologique, des facteurs sociodémographiques, culturels et psychosociaux, ainsi que des facteurs comportementaux (habitudes de vie). On dispose de données scientifiques de plus en plus nombreuses par exemple des données d'études en épidémiologie génétique portant sur des jumeaux élevés séparément qui montrent que l'obésité d'origine génétique peut expliquer jusqu'à 60 à 70 % de la variation de l'IMC[29–32]. À l'inverse, des études sur l'adoption montrent que la contribution du facteur génétique est de faible à modérée, c.-à-d. de l'ordre de 30 % ou moins[33,34]. Il est peu probable que l'augmentation rapide de la prévalence du surpoids et de l'obésité observée dans la plupart des pays industrialisés au cours des dernières décennies soit attribuable à des changements génétiques[35]. On peut donc penser que les facteurs environnementaux (principalement les habitudes alimentaires et l'activité physique) sont des déterminants significatifs du poids. Ces facteurs extérieurs comprennent les comportements liés au mode de vie (p. ex. usage du tabac, activité physique, consommation d'alcool et stress), les facteurs psychosociaux (p. ex. autoperception du poids; connaissances, attitudes et croyances par rapport à la nutrition et à l'activité physique; autoefficacité et intention de modifier son comportement). Il y a aussi probablement les effets qui remontent à la conception, comme le suppose l'hypothèse de Barker sur l'origine foetale des maladies[36], selon laquelle les maladies chroniques à l'âge adulte (obésité, résistance à l'insuline, maladie cardiovasculaire) s'expliqueraient par le fait que des facteurs biologiques et environnementaux ont eu très tôt une influence sur la croissance intra-utérine.

On peut imaginer que des personnes qui savaient au moment de l'interview que leur poids ne correspondait pas au critère de poids santé (IMC ≥ 25) aient déclaré un poids inférieur[37–39]. D'autres auraient inscrit dans le QFA des réponses socialement acceptables qui ne reflétaient pas leurs habitudes alimentaires du moment. Par exemple, elles auraient pu gonfler leur consommation d'aliments sains (p. ex. fruits et légumes, poisson, mollusques et crustacés) ou sous-déclarer leur consommation d'aliments à forte teneur en calories et à faible valeur nutritive. Ce genre de biais, dû à l'autodéclaration, a été observé dans d'autres études sur les personnes obèses, mais non dans les études portant sur les personnes de poids normal[40–44].

On ne peut exclure la possibilité d'un biais dans les réponses fournies par les membres de l'échantillon de l'étude. Les hommes ont été sous-échantillonnés dans cette étude (35 % des répondants étaient des hommes). Ce sous-échantillonnage involontaire s'explique par un taux de participation des hommes inférieur à la normale (biais dû à la non-participation), du fait que ceux-ci étaient moins susceptibles de répondre au téléphone ou d'accepter de participer à l'enquête.

Enfin, dans cette étude nous avons évalué les habitudes alimentaires au moyen d'un QFA qualitatif qui visait à obtenir de l'information sur la consommation hebdomadaire moyenne de certains aliments au cours du dernier mois. Il n'a pas été possible d'évaluer la variation saisonnière de la consommation d'aliments[45–48] étant donné que les interviews ont été administrées de la mi-été au début de l'automne (de juillet à septembre 2001). C'est pourquoi le QFA qualitatif utilisé dans cette étude n'avait pas pour objectif de brosser un tableau complet des habitudes de consommation alimentaire de la population cible de la région de Peel.

Conclusions et recommandations en matière de santé publique

L'application des méthodes épidémiologiques à la nutrition présente de multiples difficultés à cause du rapport très étroit qui existe entre les expositions alimentaires[19,49]. Comme il fallait mieux connaître les habitudes de consommation alimentaire de la population de la région de Peel pour être capable de mettre sur pied des programmes de prévention pour cette région, il était important, dans cette étude, d'examiner les expositions alimentaires en faisant référence à l'ensemble des habitudes alimentaires. Ainsi, selon l'étude on retrouve certaines composantes du régime méditerranéen dans le régime alimentaire de certains segments de la population urbaine hétérogène de la région de Peel. C'est en outre la première étude qui examine les habitudes de consommation alimentaire et leur rapport avec l'IMC en tant qu'indicateur du poids à l'âge adulte dans une population urbaine diversifiée au Canada anglais. Les résultats de l'étude ont révélé que certaines composantes du régime alimentaire méditerranéen avaient un effet significatif à la baisse sur la prévalence du surpoids et de l'obésité, surtout chez les personnes de 40 à 49 ans.

Les autorités doivent communiquer clairement leur intention de mettre sur pied des programmes d'intervention en matière de nutrition qui auront pour objet de faire ressortir les effets bénéfiques des principales composantes du régime méditerranéen pour la santé cardiovasculaire. Le premier objectif de ces programmes sera d'exposer les risques que présentent pour la santé le surpoids et l'obésité, pour faire en sorte que la population maintienne un poids santé et qu'elle soit dans l'ensemble en meilleure santé. On pourra, par exemple, élaborer des programmes de nutrition qui viseront à modifier les régimes alimentaires trop peu nourrissants ou déséquilibrés présentés dans cette étude (le régime non M, caractérisé par une forte consommation d'aliments à teneur élevée en gras saturé/*trans* et/ou pauvres en nutriments, d'aliments contenant beaucoup de sucre ajouté, et de viandes rouges). En plus de s'attaquer aux mauvaises habitudes alimentaires, ces programmes devront avoir une composante axée sur les politiques en matière de santé publique et une autre axée sur les traitements[24].

Remerciements

Les auteurs tiennent à exprimer leur reconnaissance aux agents de santé publique du Service de santé de la municipalité régionale de Peel pour les avoir aidés dans l'élaboration et la rédaction du questionnaire d'enquête. Il s'agit plus précisément de Raymond Langlois, Dorina Rico, Mary Turfryer, Karen Funnell et Miquel Roberts. Les auteurs remercient également Maryanna Basic, ainsi que les étudiants intervieweurs du Survey Research Centre de l'Université de Waterloo, qui ont recueilli les données d'enquête.

Ce projet a été financé grâce à une subvention de fonctionnement accordée à Stephen McColl par AstraZeneca Pharmaceuticals Inc. Le Service de santé de la municipalité régionale de Peel, à Brampton, Ontario, Canada, a lui aussi contribué au financement de ce projet. Les opinions exprimées dans cette publication sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position des organismes subventionnaires.

Références

1. Shubair MM (1998) Education and sociodemographic variables as predictors for heart health knowledge: Findings from the 1997 Peel Heart Health Survey, thèse de maîtrise non publiée, Université de Waterloo, Waterloo, Ontario, Canada, 1998.

2. Barringer TA, Mediterranean diets and cardiovascular disease, Curr Atheroscler Rep, 2001;3(6);437–45.

3. De Lorgeril, M, P Salen, JL Martin, I Monjaud, J Delaye, et N Mamelle. Mediterranean diet, traditional risk factors, and the rate of cardiovascular complications after myocardial infarction : final report of the Lyon Diet Heart Study, Circulation, 1999;99(6):779–85.

4. Panagiotakos DB, C Pitsavos, E Polychronopoulos et al. Can a Mediterranean diet moderate the development and clinical progression of coronary heart disease? A systematic review, Med Sci Monit, 2004; 10(8);193–8.

5. Lasheras C, S Fernandez, et AM Patterson. Mediterranean diet and age with respect to overall survival in institutionalized, nonsmoking elderly people, Am J Clin Nutr, 2000;71(4):987–92.

6. Srinath Reddy K, et MB Katan. Diet, nutrition and the prevention of hypertension and cardiovascular diseases, Public Health Nutr, 2004;7(1A):167–86.

7. Sacks FM, et M Katan. Randomized clinical trials on the effects of dietary fat and carbohydrate on plasma lipoproteins and cardiovascular disease, Am J Med, 2002;113 (suppl. 9B):13S–24S.

8. Trichopoulou A, et P Lagiou. Healthy traditional Mediterranean diet: an expression of culture, history, and lifestyle, Nutr Rev, 1997;55(11):383–9.

9. Schulze MB, K Hoffman, A.Kroke, et H Boeing. Dietary patterns and their association with food and nutrient intake in the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition (EPIC)-Potsdam study, Br J Nutr, 2001;85(3):363–73.

10. Schroder H, J Marrugat, J Vila, MI Covas, et R Elosua. Adherence to the traditional Mediterranean diet is inversely associated with body mass index and obesity in a Spanish population J Nutr, 2004;134(12):3355–61.

11. Hu, FB, EB Rimm, MJ Stampfer, et al. Prospective study of major dietary patterns and risk of coronary heart disease in men, Am J Clin Nutr, 2000;72:912–21.

12. Gray-Donald, K, J O'Loughlin, L Richard, et G Paradis. Validation of a short telephone administered questionnaire to evaluate dietary interventions in low income communities in Montreal, Canada J Epidemiol Community Health, 1997;51:326–31.

13. Kristal AR, AL Shattuck, et HJ Henry. Patterns of dietary behavior associated with selecting diets low in fat: reliability and validity of a behavioral approach to dietary assessment, J Am Diet Assoc, 1990;90(2): 14–20.

14. Pomerleau J, T Ostbye, et E. Bright-See. Place of birth and dietary intake in Ontario I: Energy, fat, cholesterol, carbohydrate, fiber, and alcohol, Prev Med, 1998;27:32–40.

15. Pomerleau J, T Ostbye, et E Bright-See. Place of birth and dietary intake in Ontario II: Protein and selected micronutrients, Prev Med, 1998;27:41–49.

16. Gray-Donald K, L Jacobs-Starkey, et L Johnson-Down. Food habits of Canadians: reductions in fat intake over a generation, Can J Public Health = Revue canadienne de santé publique, 2000;91(5):381–5.

17. Plotnikoff RC, et K Hugo. Heart disease risk factor prevalence and profiles in a randomized community sample of Canadian women , Can J Public Health = Revue canadienne de santé publique, 2001;92(2): 121–6.

18. Hair JF, RE Anderson, et WC Black. Multivariate Data Analysis, Fifth Edition, New Jersey, Prentice-Hall Inc., 1995.

19. Hu FB Dietary pattern analysis: a new direction in nutritional epidemiology, Curr Opin Lipidol, 2002;13(1):3–9.

20. Martinez, M.E., J.R. Marshall, et L. Sechrest. Invited commentary: Factor analysis and the search for objectivity, Am J Epidemiol, 1998;148(1):17–19.

21. Nicklas TA, LS.Webber, B Thompson, et GS Berenson. A multivariate model for assessing eating patterns and their relationship to cardiovascular risk factors: the Bogalusa Heart Study, Am J Clin Nutr, 1989;49(6):1320–7.

22. Nolan CC, K.Gray-Donald, B.Shatenstein, et J O'Loughlin. Dietary patterns leading to high fat intake, Can J Public Health = Revue canadienne de santé publique, 1995;86(6):389–91.

23. Slattery ML, KM Boucher, BJ Caan, JD Potter, et KN Ma. Eating patterns and risk of colon cancer, Am J Epidemiol, 1998;148(1): 4–16.

24. McKinlay J, et L Marceau. To boldly go, Am J Public Health, 2000;90(1):25–33.

25. Rose G. The Strategy of Preventive Medicine, Oxford, Oxford University Press Inc., 1992.

26. Organisation mondiale de la santé. Obesity: preventing and managing the global epidemic. Report of a WHO consultation on obesity, Geneva, June 3–5, 1997, Geneva, WHO, 1998.

27. Executive summary of the clinical guidelines on the identification, evaluation, and treatment of overweight and obesity in adults, Arch Intern Med, 1998;158(17):1855–67.

28. Kuczmarski RJ, et KM Flegal. Criteria for definition of overweight in transition: background and recommendations for the United States, Am J Clin Nutr, 2000;72(5): 1074–1081.

29. Allison DB, J Kaprio, M Korkeila, M Koskenvuo, MC Neal, et K Hayakawa. The heritability of body mass index among an international sample of monozygotic twins reared apart, Int J Obes Relat Metab Disord, 1996;20(6):501–6.

30. Stunkard AJ, JR Harris, NL.Pedersen, et GE McClearn. The body mass index of twins who have been reared apart, N Engl J Med, 1990;322:1483–7.

31. Price RA, et II Gottesman. Body fat in identical twins reared apart: role for genes and environment, Behav Genet, 1991;21:1–7.

32. Comuzzie AG, J Blangero, MC Mahaney, et al. Genetic and environmental correlations among hormone levels and measures of body fat accumulation and topography, J Clin Endocrinol Metab, 1996;81:597–600.

33. Vogler GP, TI Sorensen, AJ Stunkard, MR Srinivasan, et DC Rao. Influences of genes and shared family environment on adult body mass index assessed in an adoption study by a comprehensive path model, Int J Obes Relat Metab Disord, 1995;19:40–5.

34. Sorensen TIA, C Holst, AJ Stunkard, et LT Skovgaard. Correlations of body mass index of adult adoptees and their biological and adoptive relatives, Int J Obes Relat Metab Disord, 1992;16:227–36.

35. Loos RJ, et C. Bouchard. Obesity – is it a genetic disorder?, J Intern Med, 2003;254(5): 401–25.

36. Barker DJ. Fetal origins of coronary heart disease, BMJ, 1995:311(6998):171–4.

37. Kretsch MJ, AK Fong, et MW Green. Behavioural and body size correlates of energy intake underreporting by obese and normal-weight women, J Am Diet Assoc, 1999;99(3):300–6.

38. Ostbye T, J.Pomerleau, M Speechley, L Pederson, et K Speechley. Correlates of body mass index in the 1990 Ontario Health Survey, Can Med Assoc J = Journal de l'Association médicale canadienne, 1995;152(11):1811–17.

39. Roberts R. Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight?, Public Health, 1995;109(4):275–84.

40. Heitmann BL, et L.Lissner. Dietary underreporting by obese individuals – is it specific or non-specific?, BMJ, 1995; 311(7011):986–9.

41. Goris AH, MS Westerterp-Plantenga, et KR Westerterp. Undereating and under-recording of habitual food intake in obese men: selective underreporting of fat intake, Am J Clin Nutr, 2000;71(1):30–4.

42. Lissner L, BL Heitmann, et C Bengtsson. Population studies of diet and obesity, Br J Nutr, 2000;83(suppl. 1):S21–S24.

43. Hulten B, C.Bengtsson, et B Isaksson. Some errors in a longitudinal dietary survey revealed by the urine nitrogen test , Eur J Clin Nutr, 1990;44(3):169–74.

44. Heitmann, BL, L Lissner, et M Osler. Do we eat less fat, or just report so?, Int J Obes Relat Metab Disord, 2000;24(4):435–42.

45. Subar AF, CM Frey, LC Harlan, et L Kahle. Differences in reported food frequency by season of questionnaire administration: the 1987 National Health Interview Survey, Epidemiology, 1994;5(2):226–33.

46. Joachim G. The influence of time on dietary data: differences in reported summer and winter food consumption, Nutr Health, 1997;12(1):3–43.

47. Shahar DR, N Yerushalmi, F Lubin, P Froom, A Shahar, et E Kristal-Boneh. Seasonal variations in dietary intake affect the consistency of dietary assessment, Eur J Epidemiol, 2001;17(2):129–33.

48. Haines PS, DW Hungerford, BM Popkin, et DK Guilkey. Eating patterns and energy and nutrient intakes of US women, J Am Diet Assoc, 1992;92(6):698–704,7.

49. Jacques PF, et KL Tucker. Are dietary patterns useful for understanding the role of diet in chronic disease?, Editorial, Am J Clin Nutr, 2001;73(1):1–2.

Participation à la mammographie de dépistage et stratégie d'invitation : Programme québécois de dépistage du cancer du sein, 1998 – 2000

Sonia Jean, Diane Major, Louise Rochette et Jacques Brisson

Résumé

Dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein, une lettre personnalisée, signée par un médecin responsable du programme dans chaque région, est envoyée à toutes les femmes de la province âgées de 50 à 69 ans, afin de les inviter à subir une mammographie de dépistage. Cette lettre est souvent suivie d'une lettre de relance. La présente étude vise à évaluer l'influence de cette stratégie d'invitation sur les taux de participation. La population à l'étude était composée de 684 028 femmes du Québec âgées de 50 à 69 ans. Pour estimer le taux mensuel de référence (taux attendu) de mammographies de dépistage, nous nous sommes fondés sur le taux de mammographies de dépistage enregistrées entre la date à laquelle une femme devenait admissible au dépistage et la date de mise à la poste de la lettre personnalisée qui lui était adressée; le taux mensuel observé de mammographies de dépistage a été calculé après l'envoi de la lettre. Comparativement aux taux de dépistage de référence (attendus), les taux observés étaient nettement plus élevés ($p < 0,05$). Les rapports des taux observés aux taux attendus étaient de 3,05 et 2,23 au deuxième et au quatrième mois, respectivement, après l'envoi de la lettre, ce qui coïncidait avec l'envoi de la lettre initiale et de la lettre de relance. Dans les 12 mois suivant l'envoi de la lettre, le rapport des taux observés aux taux attendus s'établissait à 1,68 (IC à 95 %, 1,67–1,69). Douze mois après l'envoi, 30 % des femmes à qui la lettre avait été adressée avaient subi une mammographie de dépistage, comparativement à une probabilité cumulée attendue de 20 % chez les femmes n'ayant pas reçu la lettre. La force de cet effet était semblable à celle observée dans des essais comparatifs randomisés.

Mots clés : *cancer du sein, invitation, dépistage, femmes, mammographie, participation, stratégie*

Introduction

Le dépistage mammographique permet de réduire la mortalité par cancer du sein chez les femmes âgées de 50 à 69 ans[1]. Toutefois, pour obtenir les réductions escomptées de la mortalité, les programmes de dépistage par mammographie doivent atteindre un taux de participation d'au moins 70 %. Au Canada, les taux provinciaux de participation aux programmes de dépistage se situaient entre 13,1 % et 54,1 % en 1999–2000[2], mais certaines femmes subissent des mammographies à l'extérieur de ces programmes. En 2002, par exemple, au Québec, le taux de participation au Programme québécois de dépistage du cancer du sein (PQDCS) était de 45,1 %, mais la proportion de femmes âgées de 50 à 69 qui avaient subi une mammographie dans le cadre du programme ou à l'extérieur de ce dernier au cours des deux années précédentes atteignait 63,0 %.

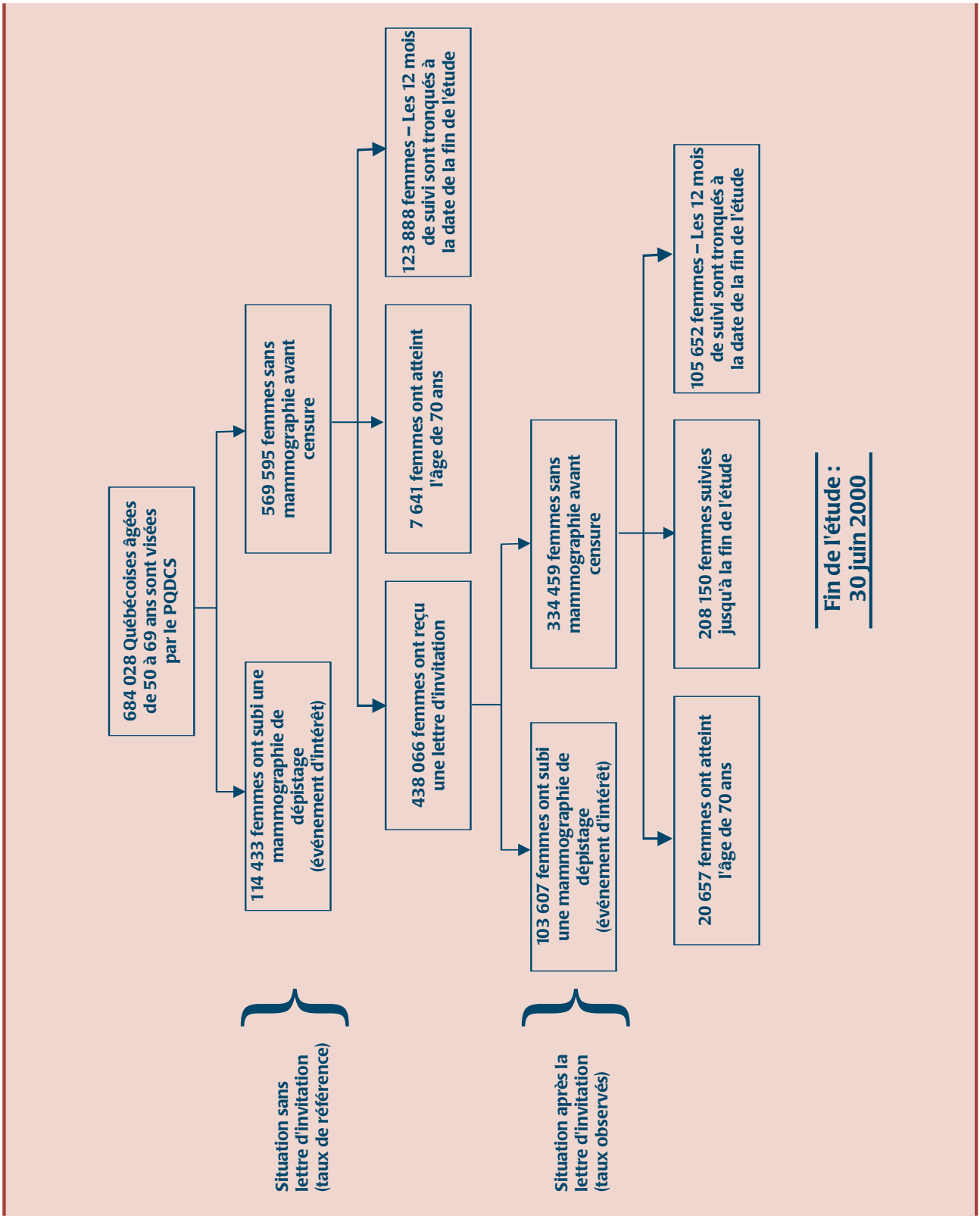
On peut avoir recours à diverses stratégies pour améliorer les taux de participation des femmes aux programmes de dépistage. Une méta-analyse portant sur les stratégies utilisées pour accroître la participation a été publiée en 2002 dans *The Cochrane Library*[3]. Les auteurs de l'étude ont passé en revu les essais randomisés établissant des comparaisons entre des femmes visées par différentes stratégies d'invitation et d'autres femmes n'ayant bénéficié d'aucune intervention spéciale. La méta-analyse a révélé que l'envoi d'une lettre personnalisée d'invitation permettait d'accroître les taux de participation aux programmes de dépistage dans les 12 mois suivant l'envoi de la lettre.

Dans le cadre du PQDCS, mis en place en mai 1998, une lettre personnalisée, signée par un médecin responsable du programme dans chaque région, est envoyée à toutes les femmes de la province âgées de 50 à 69 ans, afin de les inviter à subir une mammographie de dépistage. Cette lettre initiale est suivie d'une lettre de relance deux mois plus tard si aucune mammographie n'a été effectuée dans l'intervalle. Le Centre de coordination des services régionaux (CCSR) de chacune des régions sanitaires du Québec est responsable de l'envoi de ces lettres. Il utilise pour ce faire un fichier produit et mis à jour tous les six mois par la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ), fichier où figurent toutes les femmes âgées de 50 à 60 ans qui sont admissibles au programme. Les lettres sont rédigées en français ou en anglais, selon la langue de communication avec la RAMQ préférée par la femme.

Coordonnées des auteurs

Sonia Jean, Louise Rochette, Institut national de santé publique du Québec, Direction des systèmes de soins et services
Diane Major, Jacques Brisson, Institut national de santé publique du Québec, Direction des systèmes de soins et services; CHA (Québec), Unité de recherche en santé des populations
Correspondance : Jacques Brisson, Institut national de santé publique du Québec, Direction des systèmes de soins et services, 945, Wolfe, Ste-Foy, (Québec) Canada G1V 5B3; télécopieur : (418) 682-7949; courriel : jacques.brisson@uresp.ulaval.ca

FIGURE 1
Suivi de la cohorte du programme de mammographie de dépistage : mai 1998 – 30 juin 2000



Vu le temps et les coûts associés à la stratégie d'invitation du PQDCS, il convenait d'évaluer l'influence de cette stratégie sur les taux de participation. La présente étude avait donc pour objet d'évaluer toute association éventuelle entre la lettre personnalisée d'invitation signée par un médecin régional responsable du programme et les taux de participation au programme de dépistage par mammographie pendant les deux premières années d'existence du programme québécois.

Méthodologie

Population étudiée

La présente étude portait sur 684 028 Québécoises âgées de 50 à 69 ans qui étaient admissibles à une mammographie de dépistage entre mai 1998 – date de la mise en œuvre du PQDCS – et la fin du mois de juin 2000. Étant donné que le PQDCS a été mis en œuvre progressivement dans la province, seules les femmes venant des régions où le PQDCS avait débuté avant le 30 juin 1999 ont été incluses dans l'étude, de façon à permettre un suivi potentiel d'au moins 12 mois.

Sources des données et variables

Les données utilisées dans la présente étude ont été extraites du système d'information du PQDCS. Le 30 juin 2000, trois fichiers ont été extraits : le fichier des femmes admissibles au PQDCS, produit par la RAMQ; le fichier de suivi, utilisé par le Centre de coordination des services régionaux (CCSR), faisant état des envois postaux, et le fichier du PQDCS, contenant les données ayant trait au dépistage.

Les principales variables utilisées étaient les suivantes : le numéro d'identification, la date de naissance et la région de résidence de chaque femme, la date de mise en œuvre du PQDCS dans chaque région, la date de l'envoi de la lettre d'invitation initiale et la date de la mammographie de dépistage (le cas échéant).

Analyse statistique

Afin d'évaluer l'influence de la lettre d'invitation sur la participation, nous avons comparé le taux de mammographies de dépistage à la suite de l'envoi de la lettre (taux observé) au taux de dépistage de référence dans cette population avant l'envoi de la lettre d'invitation (taux attendu).

Les taux observés de mammographies de dépistage ont été calculés relativement à 438 066 femmes, au cours de la période de 12 mois suivant l'envoi de la lettre qui leur était adressée, période située à un moment quelconque entre mai 1998 et juin 2000. Le taux observé correspond au nombre de femmes qui ont subi une mammographie de dépistage au cours d'une période donnée, divisé par le nombre total de personnes-temps parmi la cohorte de femmes au cours de la même période. Pour une femme, la variable personne-temps correspond au temps écoulé entre la date d'envoi de la lettre d'invitation qui lui était adressée et le plus rapproché des événements suivants :

- La femme a subi une mammographie de dépistage (événement d'intérêt).
- La femme a atteint l'âge de 70 ans (censure).
- Douze mois se sont écoulés depuis l'envoi de la lettre d'invitation adressée à cette femme (censure).
- Le 30 juin 2000 : date de la fin du suivi pour toutes les femmes étudiées (censure).

Nous avons calculé le taux attendu de mammographies de dépistage dans la cohorte, en nous fondant sur le taux de référence, qui comprenait les 684 028 femmes admissibles à une mammographie de dépistage entre mai 1998 et juin 2000. Le taux attendu correspond au nombre de femmes ayant subi une mammographie de dépistage avant l'envoi de la lettre personnalisée d'invitation qui leur était adressée, divisé par le nombre total de personnes-temps cumulées de la cohorte. Pour une femme, la variable personne-temps est mesurée à compter de la date de son inclusion dans le programme (c.-à-d. soit la date de mise en œuvre du PQDCS dans la région où elle réside ou la date de son cinquantième anniversaire de naissance) jusqu'au plus rapproché des événements suivants :

- La femme a subi une mammographie de dépistage (événement d'intérêt).
- La lettre d'invitation qui lui était adressée a été envoyée par le CCSR (censure).
- La femme a atteint l'âge de 70 ans (censure).
- Le 30 juin 2000 : date de la fin du suivi pour toutes les femmes étudiées (censure).

La figure 1 illustre le suivi des femmes de la cohorte.

FIGURE 2
Taux de mammographies de dépistage après l'admissibilité au PQDCS mais avant l'envoi des lettres d'invitation

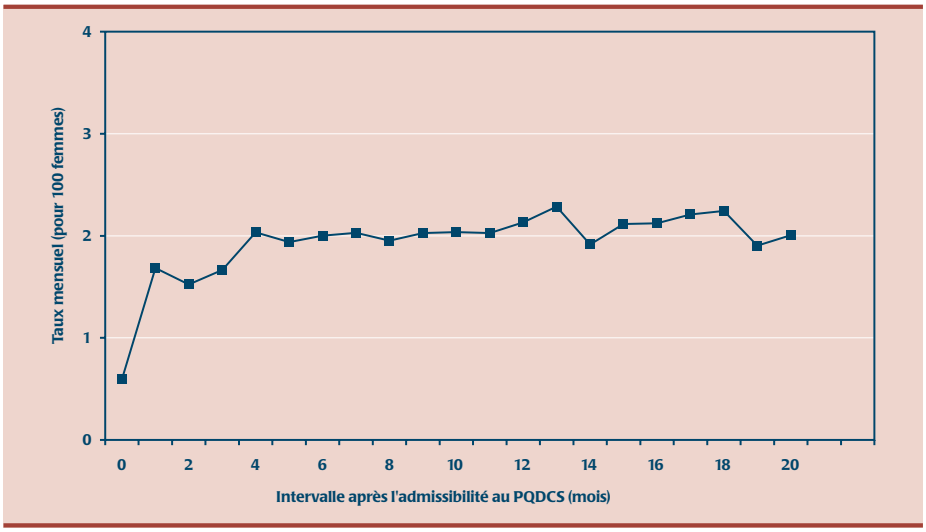


TABLEAU 1

Rapport des taux bruts de mammographies de dépistage selon la région et le groupe d'âge et intervalles de confiance

	Après l'envoi des lettres		Après l'admissibilité au PQDCS mais avant l'envoi des lettres		
Groupe d'âge/Région	Personnes-temps (mois)	Nombre de mammographies de dépistage	Personnes-temps (mois)	Nombre de mammographies de dépistage	Rapport des taux bruts de mammographies de dépistage (IC à 95 %)
Total	3 045 506	103 607	5 655 951	114 433	1,68 (1,67–1,69)
Groupe d'âge (années)					
50 – 54	815 990	32 015	2 454 519	52 656	1,83 (1,80–1,86)
55 – 59	800 244	26 514	1 336 909	29 132	1,52 (1,49–1,54)
60 – 64	605 540	21 286	1 267 857	23 714	1,88 (1,85–1,91)
65 – 69	823 732	23 792	596 666	8 931	1,93 (1,88–1,98)
Région* Date de mise en œuvre du PQDCS					
Québec Mai 1998	360 342	15 327	661 798	14 559	1,93 (1,89–1,97)
Mauricie et Centre-du-Québec Octobre 1998	151 613	5 778	511 168	10 716	1,82 (1,76–1,88)
Estrie Mai 1998	153 403	8 524	218 830	5 279	2,30 (2,22–2,38)
Montréal-Centre Octobre 1998	1 293 165	30 272	1 287 046	21 808	1,38 (1,36–1,40)
Outaouais Juin 1998	130 635	4 986	294 862	3 155	3,5 (3,41–3,73)
Abitibi-Témiscamingue Juin 1999	13 541	899	88 844	2 107	2,80 (2,59–3,02)
Chaudière-Appalaches Mai 1998	204 617	10 706	288 718	7 590	1,99 (1,93–2,05)
Laval Septembre 1998	242 992	7 798	222 792	4 667	1,53 (1,47–1,59)
Lanaudière Octobre 1998	98 582	3 699	362 038	8 767	1,55 (1,49–1,61)
Laurentides Mai 1999	37 276	1 299	318 878	5 596	1,99 (1,87–2,11)
Montérégie Septembre 1998	359 340	14 319	1 400 977	30 189	1,85 (1,81–1,88)

* Les régions incluses sont celles où le PQDCS a été mis en œuvre avant le 30 juin 1999.

Pour établir les taux de mammographie, nous avons utilisé la procédure LIFETEST du logiciel SAS. Le modèle de hasards proportionnels de Cox a servi à calculer le rapport des taux observés aux taux attendus, ajusté pour tenir compte de l'âge et de la région.

La probabilité cumulée de subir une mammographie de dépistage a également été calculée. Nous avons utilisé l'analyse de survie de Kaplan-Meier pour calculer la probabilité cumulée observée d'une mammographie de dépistage au cours de la période de 12 mois suivant l'envoi de la lettre d'invitation. Pour calculer la probabilité cumulée attendue, nous avons utilisé les taux de référence.

Enfin, nous avons déterminé la probabilité cumulée de recevoir une lettre d'invitation. L'analyse de survie de Kaplan-Meier a servi à calculer la probabilité cumulée observée de recevoir une lettre d'invitation au cours de la période de 24 mois débutant au moment où la femme devenait admissible au PQDCS.

Résultats

La probabilité cumulée de recevoir une lettre d'invitation atteignait 83,9 % dans les 24 mois suivant la date d'admissibilité des femmes au PQDCS. Chez les femmes âgées de 50 à 54 ans, 55 à 59 ans, 60 à 64 ans et 65 à 69, cette probabilité était, respectivement, de 81,5, 83,6, 83,8 et 88,3 %. Il convient de noter qu'un certain pourcentage de femmes n'avaient pas reçu de lettre d'invitation dans les 24 mois suivant leur admissibilité, en raison des différences de pratiques administratives d'une région sanitaire de la province à l'autre.

Le PQDCS a été mis en œuvre progressivement dans chaque région. Par conséquent, le taux de mammographies de dépistage après le début du programme, mais avant l'envoi des lettres d'invitation, a augmenté progressivement au cours des quatre premiers mois de la mise en œuvre, puis s'est stabilisé (figure 2). Le taux de référence ou attendu de mammographies de dépistage utilisé dans cette analyse correspond à la moyenne pondérée des taux mensuels de mammographies pour la période allant du cinquième au vingtième mois après la mise en œuvre du programme dans une région. Dans l'ensemble, le taux mensuel de référence ou attendu était de 2,04 pour 100 femmes.

Comparativement aux taux attendus de mammographies de dépistage, les taux observés étaient nettement plus élevés à la suite de l'envoi des lettres d'invitation (figure 3). On observait deux pics, soit au deuxième et au quatrième mois après l'envoi, moments où les rapports des taux observés aux taux attendus étaient de 3,05 et 2,23 %, respectivement. En outre, les taux observés de mammographies demeuraient supérieurs aux taux attendus jusqu'au dixième mois suivant l'envoi de la lettre d'invitation.

Le tableau 1 présente le nombre de personnes-temps (en mois) et le nombre de femmes ayant subi une mammographie de dépistage avant et après l'envoi des lettres d'invitation, ainsi que le rapport du taux brut observé de mammographies au taux brut attendu. Le rapport de ces taux bruts de mammographies de dépistage au cours des 12 mois suivant l'envoi des lettres d'invitation est de 1,68. Ce rapport varie selon l'âge, oscillant entre 1,52 chez les femmes âgées de 55 à 59 et 1,93 chez les femmes âgées de 65 à 69 ans. Le rapport des taux bruts varie également d'une région à l'autre, se situant entre un minimum de 1,38 dans la région de Montréal-Centre et un maximum de 3,57 dans la région de l'Outaouais.

Selon le modèle de Cox, les rapports des taux observés aux taux attendus de mammographies de dépistage dans les 12 mois suivant l'envoi des lettres personnalisées d'invitation, avec et sans ajustement pour tenir compte de l'âge et de la région, étaient, respectivement, de 1,78 (IC à 95 % : 1,76–1,80) et 2,10 (IC à 95 % : 2,07–2,12).

La probabilité cumulée observée de la mammographie de dépistage atteignait 30,2 % 12 mois après l'envoi des lettres d'invitation. La probabilité attendue de la mammographie sans envoi de lettres était estimée à 20,3 % (figure 4). Le rapport entre la probabilité cumulée observée et celle attendue s'établissait à 1,49 (tableau 2). Les rapports de la probabilité cumulée observée à la probabilité attendue par groupe d'âge variaient entre 1,40 et 1,75, le rapport maximum étant enregistré chez les femmes âgées de 65 à 69 ans. Les rapports variaient également d'une région à l'autre, se situant entre un minimum de 1,30 dans la région des Laurentides et un maximum de 3,03 dans la région de l'Outaouais.

Le rapport de cotes est souvent utilisé pour mesurer les associations. Dans la présente analyse, la cote cumulée observée de la mammographie de dépistage était de 0,433 (0,302/0,698) après l'envoi de la lettre, comparativement à une cote cumulée

FIGURE 3
Taux observés et taux attendus de mammographies de dépistage dans les 12 mois suivant l'envoi de la lettre d'invitation

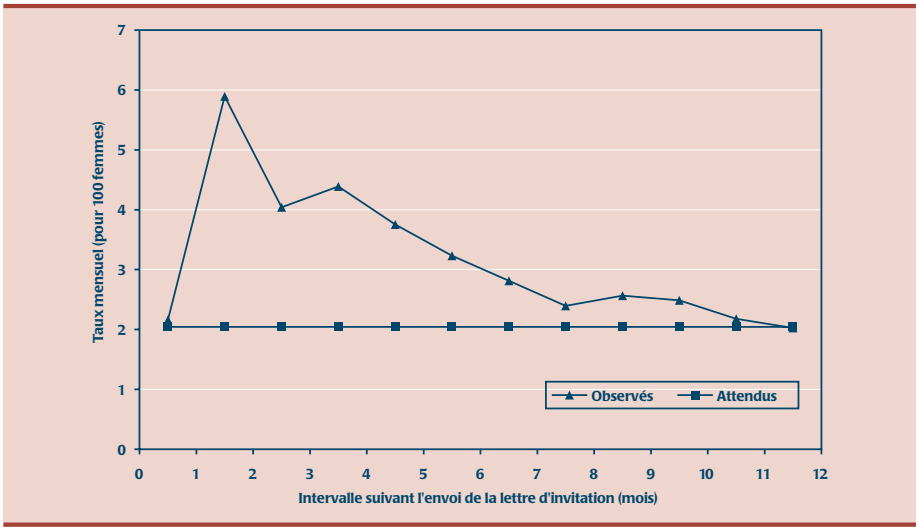


TABLEAU 2
Rapport de la probabilité cumulée observée à la probabilité cumulée attendue de la mammographie de dépistage, 12 mois après l'envoi des lettres d'invitation, selon la région et le groupe d'âge

Groupe d'âge/Région	Probabilité cumulée de la mammographie à 12 mois (%)		Rapport des pourcentages cumulés
	Observés (O)	Attendus (A)	(O/A)
Total	30,2	20,3	1,49
Groupe d'âge (années)			
50 – 54	33,1	21,4	1,55
55 – 59	30,3	21,7	1,40
60 – 64	30,7	18,9	1,62
65 – 69	26,9	15,4	1,75
Région*			
03 Québec	35,2	21,9	1,61
04 Mauricie et Centre-du-Québec	34,5	21,0	1,64
05 Estrie	43,7	23,8	1,84
06 Montréal-Centre	22,9	17,3	1,32
07 Outaouais	33,9	11,2	3,03
08 Abitibi-Témiscamingue	39,2	23,5	1,67
12 Chaudière-Appalaches	41,4	25,7	1,61
13 Laval	29,2	21,7	1,35
14 Lanaudière	33,4	23,9	1,40
15 Laurentides	23,1	17,8	1,30
16 Montérégie	32,7	21,5	1,52

* Les régions incluses sont celles où le PQDCS a été mis en œuvre avant le 30 juin 1999.

attendue de 0,255 (0,203/0,797); ce résultat correspond à un rapport de cotes de 1,70.

En raison du grand nombre de femmes étudiées, toutes les comparaisons effectuées entre les probabilités cumulées et celles faites entre les rapports observés et attendus de taux à l'intérieur des groupes d'âge et des régions étaient statistiquement significatives ($p < 0,05$).

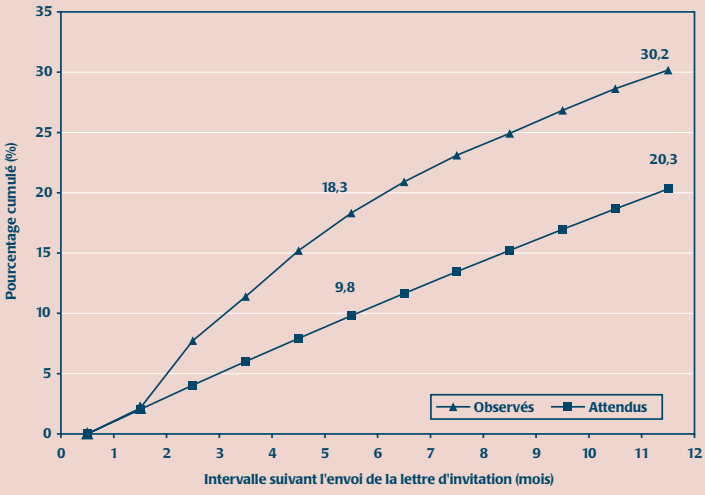
Analyse

La plupart des essais randomisés et deux méta-analyses ont montré que les lettres personnalisées d'invitation augmentaient la participation à la mammographie de dépistage[3–14]. Dans la présente étude portant sur un programme de dépistage du cancer du sein en population, l'envoi de lettres personnalisées d'invitation signées par un médecin régional responsable du programme a été associé à une augmentation de la participation aussi importante que celle observée dans les essais randomisés. En effet, dans notre étude, le rapport de cotes brut des pourcentages cumulés observés aux pourcentages attendus 12 mois après l'envoi des lettres était de 1,70, ce qui est comparable au rapport de cotes de 1,66 (IC à 95 % : 1,43–1,92) obtenu dans la méta-analyse Cochrane de Bonfill et coll.[3]

Le taux de référence enregistré dans cette population de femmes avant l'envoi des lettres a été utilisé en guise de taux attendu. Ce taux mensuel attendu de 2,04 pour 100 femmes, calculé aux fins de la présente analyse, correspond également au taux estimatif de mammographies de dépistage utilisé par le registre des actes médicaux de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) avant la mise en œuvre du PQDCS[15].

Nous avons constaté que l'augmentation des taux observés de mammographies de dépistage durait pendant au moins 10 mois. Toutefois, cette augmentation semblait être supérieure peu de temps après l'envoi de la lettre, et l'on observait des pics au deuxième et au quatrième mois. Le premier pic semble être lié principalement à l'envoi de la lettre d'invitation initiale, tandis que le second serait, du moins en partie, lié à l'envoi de la lettre de relance, souvent postée deux mois après la lettre initiale.

FIGURE 4
Pourcentages cumulés observés et attendus de femmes ayant subi une mammographie de dépistage dans les 12 mois suivant l'envoi de la lettre d'invitation



L'accroissement des taux de mammographies de dépistage consécutif aux lettres d'invitation variait selon l'âge et la région de résidence. Dans la présente étude, c'est chez les femmes âgées de 65 à 69 ans que l'on a observé la plus importante augmentation des taux de mammographies. Dans l'étude de Turnbull et coll.[7], les femmes plus âgées ont répondu davantage à la lettre d'invitation que les femmes plus jeunes, alors que dans l'étude d'Irwig et coll.[6], les taux de réponse chez les femmes plus âgées étaient semblables à ceux enregistrés chez les femmes plus jeunes.

La force de l'effet des lettres pourrait s'expliquer dans une certaine mesure par de légères différences dans la distribution de l'âge des femmes selon la région. Toutefois, d'autres facteurs que l'âge pourraient modifier l'effet des lettres. On sait que la formulation et la présentation des lettres influent sur la réponse[16]; dans cette étude, la formulation des lettres variait d'une région à l'autre. La promotion du programme, nouveau à cette époque, variait aussi selon la région. Les médecins avaient également une influence déterminante sur la probabilité qu'une femme subisse une mammographie de dépistage[15]; la variation régionale de l'appui des médecins au PQDCS pourrait aussi expliquer en partie les différences dans le taux de réponse d'une région à l'autre.

Toute interprétation de nos résultats devrait prendre en considération les forces et les limites de notre méthode. L'un des avantages de cette dernière est l'exhaustivité de l'information obtenue sur les lettres d'invitation initiales, puisque toutes les femmes admissibles à une mammographie de dépistage au Québec font partie de notre cohorte et qu'aucune lettre d'invitation n'a été expédiée à l'extérieur du programme de dépistage. L'information relative aux mammographies de dépistage était aussi extrêmement exhaustive.

Deuxièmement, l'agrément des établissements d'examen est une exigence du PQDCS, et nos données incluent tous les cas de dépistage effectué dans les centres agréés de dépistage mammographique. Il se peut, toutefois, que certaines femmes aient subi une mammographie à des fins diagnostiques dans des établissements qui ne sont pas agréés. Ces examens n'auraient donc pas été pris en compte dans notre analyse. Toutefois, l'effet de ce facteur pourrait avoir été contrebalancé par l'effet des interventions régionales concomitantes. Ainsi, au fur et à mesure de leur mise en œuvre, certains programmes régionaux ont intégré des stratégies visant à encourager la participation, notamment des campagnes de promotion à l'intention des femmes et/ou des médecins de famille. Par conséquent, ces deux facteurs (intervention concomitante et examens diagnostiques subis dans des centres non agréés) influeraient à la fois sur les taux de référence et sur les taux observés et, par conséquent, auraient un faible effet combiné sur les associations observées. Troisièmement, il est possible qu'il y ait eu une surestimation des taux de référence et une sous-estimation de l'effet des lettres, si certaines femmes ont été informées des lettres d'invitation par leurs amies avant de recevoir leur propre lettre. Cette information pourrait avoir incité certaines femmes à subir une mammographie de dépistage avant qu'une lettre ne leur soit envoyée.

Il convient de noter que nos résultats ont été obtenus au tout début du Programme québécois de dépistage, quand l'objectif consistait à accroître le nombre de mammographies initiales chez les femmes qui n'avaient jamais participé à un programme de dépistage. Comme le programme est maintenant en place depuis plusieurs années, l'effet des lettres d'invitation sur la participation, non seulement à la mammographie initiale mais aussi aux mammographies subséquentes, pourrait différer dans une certaine mesure de l'effet observé dans la présente analyse. Enfin, étant donné que tous les taux de mammographies (taux de référence et taux observés) ont été estimés dans la même population, il n'y a guère lieu de s'inquiéter de la présence d'éventuels facteurs confusionnels.

En conclusion, le recours à des lettres personnalisées d'invitation signées par un médecin augmente la participation aux programmes de dépistage par mammographie en population. Comparativement aux taux de dépistage attendus, les taux observés étaient nettement accrus ($p < 0,05$). L'effet observé des lettres d'invitation sur le dépistage dans le cadre du Programme québécois de dépistage du cancer du sein est aussi important que celui observé dans des essais comparatifs randomisés. Il convient de mener d'autres recherches afin de déterminer les ensembles de stratégies qui permettront d'obtenir les plus hauts taux de participation au dépistage mammographique en population et ainsi de réduire la prévalence du cancer du sein.

Références

1. US Preventive Services Task Forces. Screening for breast cancer; Recommendations and rationale. Ann Intern Med 2002;137(5): 344–46.
2. Santé Canada. Programmes organisés de dépistage du cancer du sein au Canada : rapport de 1999 et 2000. Ottawa, Ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, no de cat. H1–9/13–2000, 2003.
3. Bonfill X, Marzo M, Pladevall J, Marti J, Emparanza JI. Strategies for increasing women's participation in community breast cancer screening. (Cochrane Review) In: The Cochrane Library, Issue 3, 2001. Oxford: Update Software.
4. Mayer JA, Lewis EC, Slymen DJ, Dullum J, Kurata H, Holbrook A, Elder JP, Williams SJ. Patient reminder letters to promote annual mammograms:a randomized controlled trial. Prev Med 2000;31(40):315–22.
5. Somkin CP, Hiatt RA, Hurley LB, Gruskin E, Ackerson L and Larson P. The effect of patient and provider reminders on mammography and Papanicolaou smear screening in a large health maintenance organization. Arch Intern Med 1997; 157(15):1658–64.
6. Irwig L, Turnbull D, McMurchie M. A randomised trial of general practitioner-written invitations to encourage attendance at screening mammography. Community Health Stud 1990;XIV(4):357–64.
7. Turnbull D, Irwig L, Adelson P. A randomised trial of invitations to attend for screening mammography. Aust J Public Health 1991; 15(1):33–36.
8. Hurley SF, Huggins RM, Jolley DJ and Reading D. Recruitment activities and sociodemographic factors that predict attendance

at a mammographic screening program. Am J Public Health 1994;844(10):1655–58.

9. Taplin SH, Anderman C, Grothaus L, Curry S and Montano D. Using physician correspondence and postcard reminders to promote mammography use. Am J Public Health 1994;84(4):571–74.

10. Bankhead C, Richards SH, Peters TJ, Sharp DJ, Hobbs FDR, Brown J, Roberts L, Tydeman C, Redman V, Formby J, Wilson S and Austoker J. Improving attendance for breast screening among recent non-attenders: a randomised controlled trial of two interventions in primary care. J Med Screen 2001; 8(2):99–105.

11. Wagner TH. The effectiveness of mailed patient reminders on mammography screening: a meta-analysis. Am J Prev Med 1998; 14(1):64–70.

12. Mohler PJ. Enhancing compliance with screening mammography recommendations: a clinical trial in a primary care office. Fam Med 1995;27(2):117–21.

13. Clementz GL, Aldag JC, Gladfelter TT, Barclay AM and Brooks HF. A randomized study of cancer screening in a family practice setting using a recall model. J Fam Pract 1990;30(5):537–41.

14. Burack RC, Gimotty PA, George J, Simon MS, Dews P and Moncrease A. The effect of patient and physician reminders on use of screening mammography in a health maintenance organization. Cancer 1996;78(8): 1708–21.

15. Haggerty J, Tamblyn R, Abrahamowicz M, Beaulieu MD and Kishchuk N. Screening mammography referral rates for women ages 50 to 69 years by recently-licensed family physicians: physician and practice environment correlates. Prev Med 1999;29(5): 391–404.

16. Edwards P, Roberts I, Clarke M, DiGuiseppi C, Pratap S, Wentz R and Kwan I. Increasing response rates to postal questionnaires: systematic review. Br Med J 2002;324(7347): 1183.

Étude d'observation des mesures de protection contre le soleil et la chaleur utilisées durant les célébrations en plein air entourant la Fête du Canada en 2003

ST David, U Chandran, D Paquette, D Scholten, J Wilson, E Galanis, M Becker, F Crane, R Lester, T Mersereau, E Wong and D Carr

Résumé

La participation aux rassemblements de masse en plein air durant l'été peut entraîner des affections liées à l'exposition à la chaleur et au soleil. La présente étude visait les objectifs suivants : 1) évaluer le nombre de personnes qui ont utilisé des mesures de protection contre le soleil et la chaleur parmi les participants aux célébrations de la Fête du Canada dans la Région de la capitale nationale en 2003; 2) déterminer les facteurs associés à l'utilisation de ces mesures de protection; et 3) fournir aux organisateurs d'événements en plein air des données de recherche afin qu'ils puissent élaborer des plans fondés sur des données probantes pour des événements plus sûrs. Nous avons effectué une étude d'observation naturaliste transversale pour recueillir des renseignements lors des célébrations entourant la Fête du Canada en 2003 dans la Région de la capitale nationale. Nous avons obtenu les données démographiques des participants aux célébrations, ainsi que de l'information sur les mesures de protection contre le soleil et la chaleur qu'ils ont utilisées et le matériel de protection disponible sur le lieu des événements. Parmi les 398 participants étudiés, le pourcentage ayant utilisé une mesure de protection variait entre trois pour cent (un parapluie ouvert) et 51,5 pour cent (lunettes de soleil). Les femmes ont été plus nombreuses que les hommes à utiliser des mesures de protection, et les adultes plus nombreux que les enfants. Les planificateurs d'événements publics à l'extérieur devraient tenir compte des facteurs qui favorisent l'utilisation de mesures de protection contre le soleil et la chaleur et les modifications environnementales qui permettraient aux participants de faire des choix sûrs.

Mots clés : *coup de chaleur, coup de soleil, épuisement par la chaleur, études transversales, événements en plein air, insolation, rassemblements de masse*

Introduction

Par temps chaud, les rassemblements de masse en plein air peuvent se solder par un nombre élevé de cas de maladies liées à l'exposition à la chaleur et au soleil. Par exemple, des avertissements de chaleur accablante ont été émis durant les célébrations de la Journée mondiale de la jeunesse à Toronto, Canada, du 23 au 2 juillet 2002; les problèmes de santé le plus souvent diagnostiqués chez les pèlerins traités dans les tentes médicales sur place étaient des blessures mineures liées aux distances considérables parcourues à pied et des symptômes associés à la chaleur[1]. Un nombre accru de consultations aux urgences des hôpitaux pour des symptômes associés à la température a en outre été enregistré durant les célébrations[1]. De la même manière, lors des Jeux olympiques d'été de 1996 à Atlanta, É.-U., les symptômes associés à la chaleur ont été les problèmes de santé évitables les plus couramments éprouvés par les spectateurs et le personnel traités par les médecins dans les services médicaux sur place (12,8 pour cent des consultations). Ces cas représentaient également deux pour cent des consultations aux urgences des hôpitaux[2].

À court terme, les sujets exposés de façon prolongée à la chaleur et au soleil risquent de souffrir de déshydratation, de crampes de chaleur, d'épuisement par la chaleur, de miliaire, de coup de chaleur et de coup de soleil[3,4]. À long terme, les troubles liés à la chaleur sont associés à une maladie cardiovasculaire, à une insuffisance rénale, à un coma neurologique et à la mort[3,5,6], tandis que l'exposition au soleil est associée à des cataractes, au vieillissement prématuré, à des changements de la texture de la peau et au cancer de la peau, des yeux et des lèvres[6–10].

Coordonnées des auteurs

ST David, U Chandran, D Paquette, D Scholten, J Wilson, E Galanis, Programme canadien d'épidémiologie de terrain, Santé Canada
M Becker, Infectious Disease Residency Program, Université du Manitoba
F Crane, Sous-chef d'état-major - Protection de la santé des Forces, Programme de lutte contre les maladies transmissibles, ministère de la Défense nationale
R Lester, Infectious Disease Residency Program, Université de la Colombie-Britannique
T Mersereau, Alberta Health and Wellness
E Wong, Division de la surveillance et de l'évaluation des risques, Centre de prévention et de contrôle des maladies infectieuses, Agence de santé publique du Canada
D Carr, RN
Les auteurs étaient des participants au cours d'été Épidémiologie en action de 2003 de Santé Canada.
Correspondance : Samara T. David, Centre d'épidémiologie de la Colombie-Britannique, Services d'épidémiologie, 655 West 12th Avenue, Vancouver (C.-B.), Canada V5Z 4R4; télécopieur: (604) 660-0197; courriel : samara.david@bccdc.ca

Les troubles liés au soleil peuvent être prévenus par l'utilisation d'un écran solaire avec FPS de 15 ou plus; le port de vêtements à tissage serré, de couleur foncée, couvrant les membres, d'un chapeau à large bord, de lunettes qui bloquent les rayons UVA et UVB; et l'évitement du soleil entre 10 h et 14 h[11]. Quant aux troubles liés à la chaleur, on peut les prévenir en prenant les mesures suivantes : réduire les activités en plein air et éviter l'exposition solaire directe, de même que les foules en période de chaleur intense; consommer des boissons non alcoolisées et non diurétiques; éviter de boire des boissons très froides; s'asperger d'eau; se reposer souvent à l'ombre; porter un chapeau à large bord; utiliser un écran solaire protégeant contre les rayons UVA et UVB; et porter des vêtements légers, amples, absorbants et de couleur claire[12].

La Fête du Canada dans la Région de la capitale nationale (Ottawa, en Ontario, et Gatineau, au Québec), qui est l'occasion d'un rassemblement de masse en plein air, est célébrée annuellement le 1er juillet, soit une période de l'année souvent très chaude et humide. Environ 300 000 personnes y participent. Les activités officielles ont lieu dans quatre parcs : la Colline du parlement (CP), le parc Jacques-Cartier (JC), le parc de la Confédération (PC) et le parc Major's Hill (MH). Les événements organisés débutent à 9 h 15 et se terminent vers 23 h. Les activités comprennent un défilé, des concerts, des numéros d'amuseurs de rue, des jeux, des ateliers et un feu d'artifice[13].

La présente étude visait les objectifs suivants :

1. évaluer le nombre de personnes qui ont utilisé des mesures de protection contre le soleil et la chaleur parmi les participants aux célébrations de la Fête du Canada dans la Région de la capitale nationale en 2003;
2. déterminer les facteurs associés à l'utilisation de ces mesures de protection;
3. fournir aux organisateurs d'événements en plein air des données de recherche afin qu'ils puissent élaborer des plans fondés sur des données probantes pour des événements plus sûrs.

TABLEAU 1
Distribution de fréquences selon le parc, le sexe et le groupe d'âge (N = 398)

	N	Pourcentage
Parc		
Colline du Parlement (CP)	207	52,0
Parc Jacques-Cartier (JC)	60	15,1
Parc de la Confédération (CP)	61	15,3
Parc Major's Hill (MH)	70	17,6
Sexe		
Homme	195	49,0
Femme	190	47,7
Donnée inconnue	13	3,3
Groupe d'âge		
Enfant	47	11,8
Jeune	63	15,8
Adulte	286	71,9
Donnée inconnue	2	0,5

Méthode

Une étude d'observation naturaliste transversale a été menée lors des célébrations entourant la Fête du Canada en 2003 dans la Région de la capitale nationale. Les participants présents dans les quatre parcs susmentionnés constituaient la population cible.

Nous avons élaboré un outil de collecte des données pour recueillir des données démographiques sur les participants, de même que sur les mesures de protection contre la chaleur et le soleil qu'ils utilisaient, comme un chapeau, des lunettes de soleil et des boissons. Compte tenu du nombre élevé de participants et du nombre restreint d'enquêteurs, il s'est révélé impossible d'observer un échantillon représentatif des participants à la Fête du Canada en circulant dans les quatre parcs. Par conséquent, les renseignements ont été recueillis à l'entrée et à la sortie des participants, et ils ont été restreints aux caractéristiques observables de cette population en mouvement.

Pour calculer la taille d'échantillon la plus conservatrice nécessaire, nous avons évalué à 50 pour cent la proportion de la population utilisant chacune des mesures de protection. Pour atteindre un niveau de confiance de 95 pour cent, nous avons calculé un échantillon de 384 participants. Le nombre de personnes échantillonnées dans chaque parc était proportionnel au nombre de participants présents dans ce même parc durant les célébrations de la Fête du Canada en 2001[14].

L'observation a eu lieu entre 13 h et 15 h à des entrées choisies au hasard dans les quatre parcs. Les personnes étaient systématiquement échantillonnées à l'entrée et à la sortie du parc à des intervalles donnés – toutes les 1,5 à 2,0 minutes (selon la taille d'échantillon requise pour chaque parc). Au moment approprié, la personne correspondant à un marqueur prédéterminé était sélectionnée. Aucune interaction n'était sollicitée avec les personnes observées.

Étant donné qu'il s'agissait d'une étude d'observation, les données concernant le sexe, le groupe d'âge et le groupe ethnique des participants à la Fête du Canada étaient basées sur les hypothèses les plus probables. Les trois groupes d'âge utilisés étaient les enfants (< 12 ans), les jeunes (12 à 18 ans) et les adultes (> 19 ans).

Une analyse des lieux a été effectuée pour chacun des quatre parcs en vue de déterminer si ces derniers étaient pourvus de ressources comme de l'eau, des postes de premiers soins et de rafraîchissement, de même que des écrans solaires. Les données sur les conditions

météorologiques ce jour-là ont été obtenues auprès de la station météorologique de l'aéroport international d'Ottawa, situé à 13 kilomètres, en moyenne, des parcs[15].

Les mesures de protection ont été groupées selon trois variables composites : 1) nombre total de mesures de protection utilisées par chaque sujet; 2) degré de protection assuré par les vêtements; 3) port d'un chapeau à large bord (ou utilisation d'un parapluie ouvert) et de lunettes de soleil. La deuxième variable composite, degré de protection assuré par les vêtements, a été définie et classée de la manière suivante : protection complète – jambes couvertes jusque sous les genoux et haut à manches longues; protection partielle – jambes couvertes jusque sous les genoux et haut à manches courtes, débardeur, haut de bikini ou torse nu – ou jambes couvertes jusqu'au-dessus des genoux et haut à manches longues; protection minimale – jambes couvertes jusqu'au-dessus des genoux et haut à manches courtes, débardeur, haut de bikini ou torse nu. La troisième variable composite (chapeau à large bord et lunettes de soleil) a été créée en combinant des mesures qui sont systématiquement recommandées par des autorités sanitaires reconnues comme étant des facteurs de protection contre le soleil et la chaleur[11,12].

Les données ont été saisies dans une base de données EpiData 2.1b. Des analyses unidimensionnelles et bidimensionnelles ont été effectuées à l'aide du logiciel EpiInfo 6.04d. Des rapports de cotes, des intervalles de confiance à 95 pour cent et des χ^2 ont été calculés. Le seuil de signification statistique a été établi à 0,05.

Conditions environnementales

Le 1er juillet 2003, entre 13 h et 15 h, le ciel était généralement dégagé à Ottawa et à Gatineau. La température oscillait entre 26,8 et 27,7 degrés Celsius, l'humidité relative variait entre 40 et 41 pour cent, et l'indice UV était de 4,0 (moyen)[15]. Les quatre parcs étaient pourvus de postes de premiers soins et de points de vente d'eau (Figure 1). D'après les estimations visuelles, il y avait entre 25 et 50 pour cent d'aires ombragées dans l'un des parcs (PC), et moins de 25 pour cent dans les trois autres. Il était difficile de trouver de l'ombre dans le parc MH et le PC. Dans deux des parcs (JC, MH), les participants utilisaient les systèmes d'arrosage pour se rafraîchir. De l'eau était offerte gratuitement dans deux parcs (CP, MH). Des échantillons d'écran solaire étaient distribués dans l'un des parcs (CP), et des flacons d'écran solaire étaient visibles au poste de premiers soins d'un autre parc (MH).

TABLEAU 2
Distribution de fréquences selon l'utilisation des mesures de protection (N = 398)

	N	Pourcentage
Chapeau		
Oui	179	45,0
Non	216	54,3
Donnée inconnue	3	0,8
Large bord (chapeau à)		
Oui (devant)	158	39,7
Non	210	52,8
Donnée inconnue	30	7,5
Lunettes de soleil		
Oui	204	51,3
Non	186	46,7
Donnée inconnue	8	2,0
Vêtements couvrant le haut du corps		
Manches longues	23	5,8
Manches courtes ou sans manches	374	94,0
Donnée inconnue	5	1,3
Vêtements couvrant le bas du corps		
Au-dessus du genou	271	68,1
Sous le genou	126	31,7
Donnée inconnue	1	0,3
Parapluie ouvert		
Oui	12	3,0
Non	383	96,2
Donnée inconnue	3	0,8
Boissons		
Oui	82	20,6
Eau	69	17.3
Autre*	12	3,0
Non	308	77,4
Donnée inconnue	8	2,0

* Comprend les jus, les boissons gazéifiées et les autres boissons. D'après les observations, personne ne consommait de boissons énergétiques, du lait, du café, du thé ou de l'alcool.

Résultats

Plus de 350 000 personnes ont participé aux célébrations de la Fête du Canada en 2003[16].

TABLEAU 3
Distribution de fréquences selon des variables composites (N = 398)

	N	Pourcentage
Nombre total de mesures de protection utilisées		
0	47	11,8
1	105	26,4
2	119	29,9
3	79	19,8
4	37	9,3
5	10	2,5
6	1	0,3
Protection conférée par les vêtements		
Minimale	265	66,6
Partielle	114	28,6
Complète	17	4,3
Donnée inconnue	2	0,5
Chapeau à large bord ou parapluie et lunettes de soleil		
Oui	83	20,9
Non	315	79,1

Des données ont été recueillies concernant 398 personnes (CP : 207, JC : 60, PC : 61 et MH : 70) entre 13 h et 15 h. Le tableau 1 comprend un résumé des données démographiques. La majorité des personnes échantillonnées semblaient être de race blanche d'origine européenne.

Le nombre et le pourcentage de personnes ayant utilisé des mesures de protection contre la chaleur ou le soleil sont présentés dans le tableau 2. Quarante-cinq pour cent des personnes portaient un chapeau, et 51,3 pour cent, des lunettes de soleil. La majorité des gens portaient un haut à manches courtes ou sans manches (93 pour cent) et un vêtement couvrant la jambe jusqu'au-dessus du genou (68,1 pour cent). D'après les observations, seulement 20,6 pour cent des personnes étaient munies de boissons, dont 84,1 avaient des bouteilles d'eau.

Même si l'on a observé une protection complète chez seulement 4,3 pour cent des participants (tableau 3), celle-ci était beaucoup plus courante chez les femmes (7,4 pour cent) que chez les hommes (1,5 pour cent) (p = 0,002; tableau 4). Les adultes (5,3 pour cent) étaient beaucoup plus nombreux à porter des vêtements couvrant tout le corps (p = 0,045) comparativement aux enfants (0,0 pour cent). Après stratification selon le groupe d'âge, on a constaté que le lien entre le degré de protection et le sexe demeurait significatif chez les adultes (p = 0,004), les femmes adultes étant plus nombreuses que les hommes adultes à avoir une protection partielle ou complète. Chez les jeunes, le lien entre le degré de protection et le sexe n'était pas significatif; cependant, on a observé que les femmes étaient généralement plus nombreuses que les hommes à opter pour une protection complète, mais cette tendance n'était pas statistiquement significative.

Il existait un lien positif entre le groupe d'âge estimatif et le nombre de mesures de protection utilisées (tableau 5). Les adultes étaient plus nombreux que les enfants à avoir utilisé entre quatre et six mesures de protection (14,3 comp. à 8,5 pour cent). On a observé une tendance qui n'était pas statistiquement significative, selon laquelle les femmes utilisaient un plus grand nombre de mesures de protection que les hommes.

Parmi les personnes étudiées, 20,9 pour cent portaient un chapeau à large bord (ou utilisaient un parapluie ouvert) et des lunettes de soleil (tableau 3). Il existait un lien positif entre le groupe d'âge et l'utilisation conjointe de ces deux mesures de protection (p = 0,004; tableau 6). Cependant, les enfants étaient beaucoup plus nombreux que les adultes à porter un chapeau (p < 0,001), tandis que les adultes étaient beaucoup plus nombreux que les enfants à porter des lunettes de soleil (p < 0,001).

Il n'y avait pas de différence significative entre les hommes et les femmes quant à l'utilisation d'un chapeau à large bord (ou un parapluie) et des lunettes de soleil. Cependant, les hommes (50,3 pour cent) étaient beaucoup plus nombreux que les femmes (38,6 pour cent) à porter un chapeau (p = 0,022). Les femmes (57,8 pour cent) étaient plus nombreuses que les hommes (48,7 pour cent) à porter des

TABLEAU 4
Lien entre le degré de protection assuré par les vêtements et le sexe et le groupe d'âge (N = 398)

	Minimale		Partielle		Complète	
	N	Pourcentage	N	Pourcentage	N	Pourcentage
Sexe p = 0,002						
Homme	143	73,3	49	25,1	3	1,5
Femme	111	59,0	63	33,5	14	7,4
Groupe d'âge p = 0,045						
Enfant	39	84,8	7	15,2	0	0,0
Jeune	38	60,3	23	36,5	2	3,2
Adulte	187	65,6	83	29,1	15	5,3

TABLEAU 5
Lien entre le nombre de mesures de protection et le groupe d'âge (N = 398)

	Nombre de mesures de protection					
	0		1–3		4–6	
	N	Pourcentage	N	Pourcentage	N	Pourcentage
Groupe d'âge ($p = 0{,}047$)						
Enfant	9	19,1	34	72,3	4	8,5
Jeune	6	9,5	55	87,3	2	3,2
Adulte	32	11,2	213	74,5	41	14,3

lunettes de soleil, mais la différence n'était pas statistiquement significative.

Après stratification selon l'âge, les adolescents étaient beaucoup plus nombreux que les adolescentes à porter un couvre-chef ($p = 0{,}009$).

Analyse

Malgré le temps chaud, l'indice UV était moyen, et il était difficile de trouver de l'ombre. Pourtant, les participants aux célébrations de la Fête du Canada ont été peu nombreux à utiliser des mesures de protection. Plus de 50 pour cent des participants n'ont utilisé aucune des mesures, sauf des lunettes de soleil.

Le fait que l'étude repose sur l'observation est l'un de ses avantages majeurs. Par leur nature même, les mesures de protection contre le soleil et la chaleur (abstraction faite des écrans solaires) devraient être visibles pour être efficaces; il est facile de voir si la personne porte des vêtements, un chapeau et des lunettes de soleil. Les études d'observation (faites à l'insu des participants) constituent le meilleur moyen de déterminer les comportements réels. Les études comportant une interaction avec les participants sont sujettes à un biais de désirabilité sociale, étant donné que le besoin d'approbation est associé à une fréquence accrue de l'utilisation déclarée de mesures de protection[18]. Le plan de cette étude nous a permis de recueillir des données rapidement, facilement et sans influencer les sujets.

Les conclusions concernant deux des variables composites – soit le nombre de mesures de protection et le degré de protection assuré par les vêtements – étaient très semblables. Dans les deux cas, on a constaté que très peu de personnes utilisaient des mesures de protection et que les adultes et les femmes étaient généralement plus nombreux que les enfants et les hommes à utiliser des mesures de protection.

La tendance des personnes plus âgées à prendre plus de précautions que les jeunes pour se protéger du soleil a également été observée par Purdue dans une enquête téléphonique canadienne[19], de même que par l'American Academy of Dermatology (AAD) dans une enquête menée auprès d'Américains[20]. Par ailleurs, l'AAD a également observé que les adultes ont déclaré protéger les enfants dont ils prenaient soin. C'est lorsque les enfants vieillissent et commencent à affirmer leur indépendance qu'ils déclarent passer plus de temps au soleil et utiliser des écrans solaires moins souvent[20]. Cette conclusion est corroborée par une étude européenne dans laquelle les parents ont déclaré que dans leur sixième année de vie, les enfants passent plus de temps au soleil et ont moins tendance à porter des vêtements assurant une protection contre le soleil que les enfants de moins d'un an [21]. Les résultats de ces études surestiment fort probablement la protection solaire en raison du biais de désirabilité inhérent à l'autodéclaration. Ces études démontrent néanmoins une tendance à déclarer utiliser plus de mesures de protection chez les adultes, les bébés et les tout-petits que chez les enfants et les jeunes, ce qui est déconcertant, étant donné que les coups de soleil subis dans l'enfance augmentent le risque de cancer de la peau[11,22].

Dans notre étude, la variable composite basée sur des mesures recommandées observables (port d'un chapeau à large bord et de lunettes de soleil) a démontré un lien positif entre le groupe d'âge et l'utilisation conjointe de ces deux mesures de protection. Fait intéressant, des tendances contraires ont été observées dans les groupes d'âge quant à l'utilisation d'un chapeau et de lunettes de soleil, comme pour les tendances observées entre les hommes et les femmes. Les enfants et les hommes étaient plus nombreux à porter un chapeau, tandis que les adultes et les femmes étaient plus nombreux à porter des lunettes de soleil. Par conséquent, la combinaison de

TABLEAU 6
Mesures de protection recommandées selon le groupe d'âge (N = 398)

	Enfant		Jeune		Adulte	
	N	Pourcentage	N	Pourcentage	N	Pourcentage
Chapeau à large bord (ou parapluie ouvert) et lunettes de soleil ($p = 0{,}004$)						
Oui	2	4,3	10	15,9	70	24,5
Non	45	95,7	53	84,1	216	75,5
Chapeau ($p < 0{,}001$)						
Oui	33	71,7	20	47,6	114	40,1
Non	13	28,3	33	52,4	170	59,9
Lunettes de soleil ($p < 0{,}001$)						
Oui	2	4,3	20	33,3	181	64,4
Non	45	95,8	40	66,7	100	35,6

ces deux variables n'a pas fourni une mesure pertinente. Les mêmes conclusions ont été tirées en ce qui concerne les variables composites du degré de protection assuré par les vêtements et du nombre de mesures de protection utilisées, validant les résultats tirés de ces nouvelles mesures composites. En guise de mesure composite des précautions observables contre le soleil et la chaleur, nous recommanderions que les futures études utilisent comme variable le nombre de mesures de protection, étant donné que cette variable est plus inclusive que celle du degré de protection assuré par les vêtements.

Le plan de l'étude d'observation présente des limites inhérentes. D'abord, en raison du court délai d'exécution de l'étude, il a été impossible d'effectuer un essai pilote de l'outil d'enquête. Puis, nous n'avons pu valider l'origine ethnique, déterminer l'utilisation de certaines mesures de protection non observables (p. ex. écran solaire), et il a été impossible de déterminer si les sacs ou les glacières contenaient du matériel de protection. Par conséquent, nous considérons les estimations de cette étude comme conservatrices; en effet, la fréquence globale de l'utilisation de mesures de protection a peut-être effectivement été plus élevée que ne l'indiquent les résultats obtenus. De plus, même si les personnes devaient faire l'objet d'un échantillonnage systématique, l'uniformité de la sélection pouvait parfois être problématique. Il s'est en outre révélé difficile d'effectuer les évaluations dans la foule nombreuse rassemblée dans les différents parcs : en effet, du fait que les données ont été recueillies en deux heures, que l'on a procédé à un échantillonnage dans les quatre parcs et observé des populations en mouvement, il se peut que certaines catégories de personnes, de mesures de protection ou d'autre matériel de protection nous aient échappé. La catégorisation des mesures peut aussi présenter des difficultés : il est difficile de catégoriser les mesures qui offrent une protection contre le soleil mais qui présentent un risque par temps chaud. Par exemple, les vêtements à tissage serré, de couleur foncée, couvrant le torse et les jambes protègent effectivement contre le soleil, mais ils peuvent par ailleurs entraîner des troubles associés à la chaleur.

Nos conclusions pourraient s'étendre aux phénomènes qui surviennent dans les rassemblements de masse ailleurs au Canada, auxquels participent tous les groupes d'âge, compte tenu de la gamme des données démographiques concernant les sujets observés dans les quatre parcs lors des célébrations de la Fête du Canada.

Pour être efficaces, les mesures de prévention primaire des troubles liés au soleil et à la chaleur doivent tenir compte des priorités des organisateurs d'événements, des attitudes des participants, de la disponibilité et des coûts des mesures de protection solaire, et des tendances de la mode[23]. Les campagnes de santé publique concernant les événements en plein air devraient être axées sur l'utilisation accrue de mesures de protection chez les hommes et les jeunes. Par exemple, on pourrait sensibiliser les parents à l'importance des lunettes de soleil, même pour les jeunes enfants. De plus, les organisateurs d'événements pourraient apporter des changements environnementaux qui permettraient aux personnes de faire des choix plus sains sur place. Ils pourraient notamment prévoir un plus grand nombre d'aires à l'ombre (p. ex. tentes et abris), la distribution d'échantillons gratuits d'écran solaire fournis par les fabricants, la distribution d'eau gratuitement et la vente de chapeaux et de lunettes de soleil sur place. Une approche pourrait consister à vendre des articles de fantaisie permettant de joindre l'utile à l'agréable (p. ex. des chapeaux-parapluies festifs et des lunettes de soleil dont la monture est ornée d'une feuille d'érable). Ces recommandations concordent avec celles faites aux États-Unis après les Jeux olympiques d'été de 1996 à Atlanta[2].

Conclusion

Dans l'ensemble, l'utilisation de mesures de protection contre le soleil et la chaleur par les participants aux célébrations de la Fête du Canada de 2003 dans la Région de la capitale nationale laissait plutôt à désirer. Les femmes et les adultes étaient plus nombreux que les hommes et les enfants à utiliser des mesures de protection. La présente étude fournit des données utiles qui pourront servir de fondement aux campagnes de promotion de la santé visant à réduire l'incidence des troubles liés au soleil et à la chaleur lors des rassemblements de masse en plein air. Des études additionnelles, plus détaillées, pourraient éventuellement permettre d'améliorer la planification des événements en plein air de manière à en faire des événements sûrs et sains.

Remerciements

Les auteurs désirent remercier les personnes suivantes de leur aide : D[r] L. Panaro, Programme canadien d'épidémiologie de terrain, Agence de santé publique du Canada, Ottawa (Ontario); P. AbdelMalik, Infrastructure de Système d'information géographique, Centre de coordination de la surveillance, Agence de santé publique du Canada, Ottawa (Ontario); D[r] M. Goddard, Centre de coordination de la surveillance, Agence de santé publique du Canada, Ottawa (Ontario); T. Saint-Onge, gestionnaire de programmes – Événements et célébrations, Commission de la capitale nationale, Ottawa (Ontario); et les organisateurs et animateurs du cours d'été Épidémiologie en action 2003, Santé Canada, Ottawa (Ontario).

Références

1. Santé Canada. Journée mondiale de la jeunesse – Fonds documentaire [en ligne] 2002 [consulté le 23 janvier 2004]. Disponible à l'adresse URL : http://www. cscw.ca/surveillance/projects/wyd/wyd_index.html

2. Martin E, Cantwell J, Blumenthal D, Wiesner P, King SH, Toomey KE, et coll. Prevention and management of heat-related illness among spectators and staff during the Olympic Games – Atlanta, July 6–23, 1996. MMWR Morb Mortal Wkly Rep 1996;45 (29):631–633.

3. Semenza JC, McCullough JE, Flanders WD, McGeehin MA, Lumpkin JR. Excess hospital admissions during the July 1995 heat wave in Chicago. Am J Prev Med 1999;16 (4):269–77.

4. Barrow MW, Clark KA Heat-related illnesses. Am Fam Physician 1998;58(3):749–56, 759.

5. Anders C, Jachimczyk JA, Green R, Parks B, Miller D, Harper LB, et coll. Heat-related illnesses and deaths-United States, 1994–1995. MMWR Morb Mortal Wkly Rep 1995;44(25):465–8.

6. Akhtar MJ, al-Nozha M, al-Harthi S, Nouh MS. Electrocardiographic abnormalities in patients with heat stroke. Chest 1993;104 (2):411–4.

7. McCarty CA, Taylor HR. A review of the epidemiologic evidence linking ultraviolet radiation and cataracts. Dev Ophthalmol 2002;35:21–31.

8. Fisher GJ, Kang S, Varani J, Bata-Csorgo Z, Wan Y, Datta S, et coll. Mechanisms of photoaging and chronological skin aging. Arch Dermatol 2002;138(11):1462–70.

9. Bauer J, Garbe C. Acquired melanocytic nevi as risk factor for melanoma development. A comprehensive review of epidemiological data. Pigment Cell Res 2003;16(3):297–306.

10. Sun EC, Fears TR, Goedert JJ. Epidemiology of squamous cell conjunctival cancer. Cancer Epidemiol Biomarkers Prev 1997;6(2):73–7.

11. Adam JE. Living a "shady life": sun-protective behaviour for Canadians. Journal de l'Association médicale canadienne 1999;160: 1471–4.

12. Centers for Disease Control and Prevention National Center for Environmental Health (CDC). Extreme heat [en ligne] 2001 [consulté le 8 juillet 2003]. Disponible à l'adresse URL : http://www.cdc.gov/nceh/hsb/extremeheat/

13. Commission de la capitale nationale. La fête du Canada [en ligne] 2003 [consulté le 15 juillet 2003]. Disponible à l'adresse URL : http://www.capcan.ca/canadaday/trailer/canada_day_static_f.asp

14. Price Waterhouse Coopers Consulting. Canada Day 2001 Survey (Enquête sur la Fête du Canada 2001), Rapport final. 24 août 2001.

15. Environnement Canada. Rapport de données horaires pour le 01 juillet, 2003, Ottawa Macdonald-Cartier International Airport Ontario. [en ligne] 2003 [consulté le 21 janvier 2004]. Disponible à l'adresse URL : http://www.climate.weatheroffice.ec.gc.ca/

16. Commission de la capitale nationale. Des milliers de canadiens se rendent au cœur de la capitale pour la fête du Canada [en ligne] 2003 [consulté le 15 juillet 2003]. Adresse URL : http://www.canadascapital.gc.ca/corporate/media_room/news_releases/details_f.asp?CatID = 31&ArticleId = 1185&archive = y

17. Environnement Canada. L'indice UV d'Environnement Canada. [en ligne] 2002 [consulté le 21 janvier 2004]. Disponible à l'adresse URL : http://www.msc.ec.gc.ca/topics/uv/index_f.html?

18. Kristiansen CM, Harding CM. The social desirability of preventive health behaviour. Public Health Rep 1984;99(4):384–8.

19. Purdue MP. Predictors of sun protection in Canadian adults. Revue canadienne de santé publique 2002;93(6):470–4.

20. American Academy of Dermatology. Age affects sun safety behaviours [communiqué de presse en ligne] 2003 [consulté le 15 juillet 2003]. Disponible à l'adresse : http://www.aad.org/PressReleases/SunComparison_Rigel.html

21. Severi G, Cattaruzza MS, Baglietto, Boniol M, Doré J-F, Grivegnée AR et coll. Sun exposure and sun protection in young European children: an EORTC multicentric study. Eur J Cancer 2002;38:820–826.

22. Glanz K, Lew RA, Song V, Murakami-Akatsuka L. Skin cancer prevention in outdoor recreation settings: effects of the Hawaii SunSmart Program. Eff Clin Pract 2000;3: 53–61.

23. Rose G, Day S. The population mean predicts the number of deviant individuals. Br Med J 1990;301:1031–4.

Validité d'une version à 12 items de l'échelle d'évaluation (CES-D) utilisée dans le cadre de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

Christiane Poulin, Denise Hand et Brock Boudreau

Résumé

Cette étude de validation vise à déterminer dans quelle mesure on peut se fier aux conclusions tirées sur la présence de symptômes dépressifs chez des adolescents, à la lumière d'une version à 12 items de l'échelle d'évaluation de l'état dépressif du Centre for Epidemiological Studies Depression (CES-D). La version abrégée, initialement mise au point pour les besoins de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, est appelée ici la CES-D-12-ELNEJ. La principale source de données utilisée dans le cadre de la présente étude de validation était une enquête réalisée en 2002–2003 auprès de 12 990 élèves du premier et du deuxième cycles de l'école secondaire dans les provinces de l'Atlantique du Canada. Des analyses de courbe de la fonction d'efficacité du récepteur pour deux critères de référence indirects ont fait apparaître une surface suffisante sous la courbe (soit de 0,84 et 0,80), ce qui nous a permis d'établir des seuils à l'égard de trois catégories de symptômes dépressifs observés dans la population générale d'adolescents, soit : minimes (score total d'après la CES-D-12-ELNEJ : 0 à 11), assez élevés (score total : 12 à 20) et très élevés (score total : 21 à 36). Il a été établi que la cohérence interne de la CES-D-12-ELNEJ (coefficient alpha de Cronbach : 0,85) et que le pouvoir discriminant des 12 items de la CES-D-12-ELNEJ, sauf un, étaient acceptables. La prévalence de symptômes dépressifs minimes, assez élevés et très élevés chez les élèves adolescents des provinces de l'Atlantique a été établie à 72,3, 19,5 et 5,5 %, respectivement. De plus, 2,6 % des élèves qui ont répondu à moins de 11 items de l'échelle ont été classés dans la catégorie « indéterminé » en ce qui concerne les symptômes dépressifs. Le principal facteur qui nuise à l'exactitude de la CES-D-12-ELNEJ, c'est le fait qu'elle ne tient pas compte de l'irritabilité, un important symptôme de la dépression chez les jeunes.

Mots clés : *adolescent, dépression, échelle d'évaluation de l'état dépressif, évaluation, fiabilité, validité*

Introduction

L'échelle d'évaluation de l'état dépressif du Centre for Epidemiological Studies Depression (CES-D) est l'un des instruments de mesure de troubles dépressifs le plus couramment utilisés dans le cadre d'études menées auprès de la population générale[1]. Cette échelle, qui comporte 20 items, a été spécialement conçue pour ce genre d'études et met l'accent sur l'aspect affectif de la dépression[2–5]. Elle vise à détecter les symptômes dépressifs élevés qui sont propres à plus d'une catégorie diagnostique et que l'on observe chez des personnes n'ayant pas reçu un diagnostic clinique[1]. Elle ne prétend pas offrir un diagnostic clinique de la dépression; par contre, le score obtenu à l'aide de l'échelle CES-D est censé rendre compte du risque de dépression clinique[6]. Il a été prouvé que ce score était significativement plus élevé dans les populations cliniques que dans les populations générales[1,7] et qu'il existait une corrélation entre ce score et d'autres mesures de la dépression[8,9]. Même si l'échelle est largement utilisée, le score-seuil idéal pour le repérage de populations d'adolescents à risque de dépression n'a pas encore été établi. L'application aux adolescents du score-seuil de 16, utilisé chez les adultes, a donné des taux estimatifs de prévalence variant de 24 % à plus de 50 %[2–5], ce qui donne à penser que le nombre de cas faussement positifs est élevé. En utilisant des scores-seuils de 20 à 24, on a obtenu des taux estimatifs de prévalence fluctuant entre 9 et 31 %[2,3,5]. À titre de comparaison, les taux de prévalence de la dépression chez les adolescents, estimés à l'aide de l'échelle de Beck, ont oscillé entre 22 et 28 %, lorsqu'on a utilisé des scores-seuils applicables aux adultes, et entre 3 et 4 %, lorsqu'on a utilisé des scores-seuils fixés pour les adolescents[2,9,10].

La longueur de l'échelle CES-D peut nuire à son application dans le cadre de vastes enquêtes pluridimensionnelles sur la santé de la population, telle que l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ)[11]. En fait, l'échelle CES-D a été abrégée, le nombre d'items passant de 20 à 12, pour les besoins précis du cycle de 1996 de l'ELNEJ. Nous avons choisi le titre de CES-D-12-ELNEJ pour désigner la version abrégée de l'échelle. La réduction de l'échelle a été faite à partir de données tirées de l'Étude sur la santé des enfants de l'Ontario (ESEO), une enquête épidémiologique sur les troubles mentaux chez les enfants, réalisée dans la collectivité[12,13]. Dans cette optique, on a utilisé les réponses

Coordonnées des auteurs

Christiane Poulin, Denise Hand, Brock Boudreau, Département de la Santé communautaire et de l'épidémiologie, Université Dalhousie
Correspondance : Christiane Poulin, Département de la Santé communautaire et de l'épidémiologie, Université Dalhousie, 5790, avenue University, Halifax (Nouvelle-Écosse) Canada B3H 1V7; courriel : Christiane.Poulin@dal.ca

aux items de la CES-D auprès d'un échantillon de 1 600 adultes qui étaient les principaux dispensateurs de soins des enfants recrutés au hasard dans le cadre de l'ESEO[12,13]. Les 12 items ont été choisis pour rendre compte des quatre facteurs mis en évidence par Radloff[1] dans sa première analyse factorielle de l'échelle intégrale[14]. Au moment où la version abrégée a été conçue, la CES-D-12-ELNEJ n'a pas été soumise à d'autres mesures de validation et le score-seuil pour la détermination de la présence de symptômes dépressifs élevés chez les adolescents n'a pas été établi.

Nous avons intégré la CES-D-12-ELNEJ à la 2002/2003 Student Drug Use Survey in the Atlantic Provinces (SDUSAP) afin de faire la lumière sur le lien entre la consommation de drogues et d'alcool et le risque de dépression, chez les adolescents[15]. La présente étude de validation vise à déterminer dans quelle mesure on peut se fier aux conclusions tirées à propos du risque de dépression chez les élèves adolescents à partir du score obtenu à l'aide de la CES-D-12-ELNEJ. Elle table sur les données recueillies auprès des 12 990 élèves ayant pris part à la 2002/2003 SDUSAP.

Méthodologie

Participants

La présente étude repose sur deux sources de données, la principale étant la 2002/2003 SDUSAP, une enquête anonyme, uniformisée et transversale menée auprès d'élèves adolescents de la Nouvelle-Écosse (N.-É.)[16], du Nouveau-Brunswick (N.-B.)[17], de l'Île-du-Prince-Édouard (Î.-P.-É.)[18] et de Terre-Neuve-et-Labrador (T.-N.-L) [rapport à paraître]. L'enquête a été uniformisée en 1994[19] et réalisée en 1996, 1998 et 2002–2003. L'échantillon de la SDUSAP a été choisi au hasard au moyen d'une méthode systématique d'échantillonnage stratifié en grappes à un degré, selon le niveau scolaire (7e, 9e, 10e et 12e années) et la région sanitaire ou le district scolaire. En N.-É., au N.-B. et à l'Î.-P.-É., 10 451 élèves au total ont pris part à l'enquête de 2002, et à T.-N.-L., 2 539 élèves au total ont participé à l'enquête de 2003. Environ 97 % des élèves présents le jour de l'enquête ont pris part à l'étude. Ainsi, l'étude a utilisé comme principale source de données

TABLEAU 1
Analyse du contenu des items de la CES-D et de la CES-D-12-ELNEJ appariés aux symptômes du trouble dépressif majeur du DSM-IV

CES-D	CES-D-12-ELNEJ	Symptôme du DSM-IV
J'ai eu des crises de larmes.	J'ai eu des crises de larmes.	Humeur dépressive.
Je me suis senti(e) déprimé(e).	Je me suis senti(e) déprimé(e).	Humeur dépressive.
Je me suis senti(e) triste.	–	Humeur dépressive.
J'ai été heureux(se).	J'ai été heureux(se).[a]	Humeur dépressive.
J'ai eu l'impression que je ne pouvais pas sortir du cafard, même avec l'aide de ma famille et de mes amis.	J'ai eu l'impression que je ne pouvais pas sortir du cafard, même avec l'aide de ma famille et de mes amis.	Humeur dépressive.
J'ai été confiant(e) en l'avenir.	J'ai été confiant(e) en l'avenir.[a]	Diminution marquée de l'intérêt ou du plaisir.
J'ai profité de la vie.	J'ai profité de la vie.[a]	Diminution marquée de l'intérêt ou du plaisir.
J'ai eu le sentiment d'être aussi bien que les autres.	–	Sentiment de dévalorisation ou de culpabilité inappropriée.
J'ai pensé que ma vie était un échec.	–	Sentiment de dévalorisation ou de culpabilité inappropriée.
J'ai eu du mal à me concentrer sur ce que je faisais.	J'ai eu du mal à me concentrer sur ce que je faisais.	Diminution de l'aptitude à se concentrer ou indécision.
Je n'ai pas eu envie de manger; j'ai manqué d'appétit.	Je n'ai pas eu envie de manger; j'ai manqué d'appétit.	Perte ou gain de poids important.
Mon sommeil n'a pas été bon.	Mon sommeil n'a pas été bon.	Trouble du sommeil (insomnie ou hypersomnie).
J'ai eu l'impression que toute action me demandait un effort.	J'ai eu l'impression d'être trop fatigué(e) pour faire quoi que ce soit.[b]	Fatigue ou perte d'énergie.
J'ai manqué d'entrain.	–	Fatigue ou perte d'énergie.
Je me suis senti(e) craintif(ve).	–	Anxiété.
J'ai eu l'impression que les gens ne m'aimaient pas.	J'ai eu l'impression que les gens ne m'aimaient pas.	Pas de symptôme connexe.
Je me suis senti(e) seul(e).	Je me suis senti(e) seul(e).	Pas de symptôme connexe.
Les autres ont été hostiles envers moi.	–	Pas de symptôme connexe.
J'ai parlé moins que d'habitude.	–	Pas de symptôme connexe.
J'ai été contrariée par des choses qui d'habitude ne me dérangent pas.	–	Pas de symptôme connexe.

[a] Les scores relatifs à ces items ont été inversés.

[b] Dans le cas de l'item visant à évaluer le perte d'énergie ou la fatigue, la CES-D-12-ELNEJ a employé la formulation que l'on trouve dans la version de la CES-D qui est adaptée aux enfants (« J'ai eu l'impression d'être trop fatigué(e) pour faire quoi que ce soit. ») [40] plutôt que la version conçue pour les adultes (« J'ai manqué d'entrain. »)

un échantillon de 12 990 élèves de la 7e, de la 9e, de la 10e et de la 12e années des quatre provinces de l'Atlantique. L'âge moyen des participants était de 14,9 ans, et 50 % étaient de sexe masculin. L'étude est essentiellement basée sur les 12 110 élèves ayant répondu aux 12 items de la CES-D-12-ELNEJ ainsi qu'à une question sur l'aide obtenue pour des symptômes dépressifs.

La deuxième source de données était une base de données de l'ESEO, signalée plus haut[12,13]. Michael Boyle, le chercheur principal de l'ESEO a généreusement mis la base de données à notre disposition. Les méthodes employées dans le cadre de l'ESEO sont décrites de manière détaillée ailleurs[12,13]. Ces données ne nous ont intéressés que dans la mesure où elles devaient nous permettre d'établir la cohérence interne de la version intégrale de la CES-D et de la CES-D-12-ELNEJ, auprès du même échantillon.

Instrument

La 2002/2003 SDUSAP a fait appel à un questionnaire à remplir soi-même, comportant 100 items sur les caractéristiques démographiques, l'environnement social, la consommation de drogues et d'alcool et des problèmes connexes, le jeu, les règles du milieu scolaire et l'obtention d'aide pour la consommation de drogues et d'alcool ou les symptômes dépressifs. L'enquête de 2002 comprenait un élément nouveau, une échelle d'évaluation du risque de dépression, la CES-D-12-ELNEJ. Les quatre réponses possibles, « jamais ou rarement », « parfois », « souvent » et « toujours » se sont vu affecter les codes de 0 à 3, respectivement. Les items de la CES-D et de la CES-D-12-ELNEJ sont reproduits dans le tableau 1. Les questions relatives à la dépression s'appliquaient à une période de sept jours précédant l'enquête. Dans le cas de l'aide recherchée ou obtenue pour la consommation de drogues ou d'alcool et pour des symptômes dépressifs, les questions s'appliquaient à une période de 12 mois précédant l'enquête.

Depuis qu'il existe, le questionnaire de la SDUSAP est publié en anglais et en français, la version française ayant été révisée par des professionnels bilingues et francophones qui travaillent dans les domaines de la santé et de l'éducation, au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Écosse. La version française de la SDUSAP reprend la version française de la CES-D-12-ELNEJ, utilisée dans l'ELNEJ, sauf un item, qui a été légèrement modifié pour qu'il soit mieux compris par les plus jeunes élèves.

Méthode d'enquête

Des classes d'élèves ont été sondées à l'aide des questionnaires de la SDUSAP par des étudiants de niveau universitaire en N.-É., des intervenants régionaux en toxicomanie au N.-B. et des enseignants des écoles participantes à l'Î.-P.-É. et à T.-N.-L. Les enquêtes ont été réalisées au cours du printemps 2002 ou 2003. Le sondeur a lu aux répondants les instructions écrites relatives au sondage. Il leur a demandé de n'indiquer ni leur nom ni quelque autre renseignement signalétique sur le questionnaire ou l'enveloppe (en papier bulle). Des méthodes destinées à mesurer la validité et la fiabilité de l'ensemble de la SDUSAP ont été appliquées chaque fois que le sondage a été effectué[20–22]. L'autorisation voulue pour la réalisation de recherches dans le cadre de la SDUSAP a été obtenue du Health Sciences Research Ethics Board de l'université Dalhousie.

Analyse statistique

Les taux de prévalence, les intervalles de confiance (IC) à 95 % et les comparaisons entre les sous-groupes ont été calculés en tenant compte du plan d'échantillonnage disproportionné en grappes stratifié. Le taux estimatif de prévalence des catégories de dépression a été établi à partir de l'échantillon intégral de 12 990 répondants. Dans 425 cas où il manquait deux réponses ou plus au questionnaire CES-D-12-ELNEJ, la catégorie de dépression a été considérée comme « indéterminée ». La signification statistique a été établie à $p < 0,05$. Nous avons fait appel à Stata 7.0[23] pour toutes nos analyses statistiques.

Validité de construction

Nous avons examiné la validité du contenu de la CES-D-12-ELNEJ en comparant les items de l'échelle aux critères diagnostiques du trouble dépressif majeur exposés dans le Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux, 4e édition (DSM-IV)[24]. Selon les critères du DSM-IV, un diagnostic de trouble dépressif majeur implique la persistance de cinq symptômes sur neuf pendant au moins deux semaines. Chez les adultes, l'un de ces symptômes doit être l'humeur dépressive ou l'anhédonie; chez les enfants, l'irritabilité. Les autres symptômes sont une perte ou un gain de poids important, l'insomnie ou l'hypersomnie, l'agitation psychomotrice ou le retard psychomoteur, la fatigue, un sentiment de dévalorisation ou de culpabilité, une diminution de la capacité de concentration ou une indécision accrue, des idées suicidaires/tentatives de suicide ou des pensées de mort récurrentes.

Nous avons procédé à une comparaison de groupes extrêmes au moyen d'une analyse de variance à un critère de classification (test de Kruskal-Wallis). Nous voulions comparer les scores d'après la CES-D-12-ELNEJ à la réponse à un item ainsi formulé : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous utilisé des services ou reçu de l'aide parce que vous vous êtes senti(e) déprimé(e)? », pour lequel il existait trois réponses possibles, soit « Oui », « Non » et « Je ne me suis pas senti(e) déprimé(e) ».

Validité du critère

Nous avons réalisé une analyse de courbe de la fonction d'efficacité du récepteur (FER) afin de définir les seuils de démarcation des symptômes dépressifs. Nous avons utilisé comme critère de référence indirect un item ainsi formulé : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous utilisé des services ou reçu de l'aide parce que vous vous êtes senti(e) déprimé(e)? », pour lequel il existait trois réponses possibles, soit « Oui », « Non » et « Je ne me suis pas senti(e) déprimé(e) ». D'abord, nous avons établi le seuil applicable à la réponse « Je ne me suis pas senti(e) déprimé(e) » par rapport aux deux autres options. Nous avons jugé que la réponse selon laquelle la personne interrogée ne n'était pas sentie déprimée équivalait à la catégorie « symptômes dépressifs minimes ». Deuxièmement, nous avons établi un seuil applicable à une réponse affirmative (« Oui », qui

renvoyait au fait d'avoir utilisé des services ou reçu de l'aide pour des symptômes dépressifs), par rapport aux deux autres réponses (« Non » et « Je ne me suis pas senti(e) déprimé(e) »). Nous avons considéré que le fait d'avoir reçu une telle aide équivalait à la catégorie « symptômes dépressifs très élevés ». Enfin, nous avons établi que le score total qui se situe entre ces deux seuils représentait une catégorie équivalente à « symptômes dépressifs assez élevés ». Ainsi, en rattachant ces trois réponses possibles à l'item relatif à l'aide obtenue pour des symptômes dépressifs, nous avons réussi à déterminer deux seuils qui distinguent trois catégories de symptômes dépressifs élevés (minimes, assez élevés et très élevés) à partir des scores totaux à la CES-D-12-ELNEJ.

La CES-D-12-ELNEJ est considérée comme un outil qui permet de détecter le risque de dépression au sein de la population générale d'adolescents. Du point de vue de la santé de la population, on peut faire valoir qu'il faut choisir un seuil relatif aux symptômes dépressifs très élevés pour obtenir une spécificité maximale et éviter ainsi une surestimation de la prévalence de la dépression clinique. Dans ces circonstances, nous avons déterminé que l'application d'un instrument de dépistage à une population indifférenciée devrait être garante d'une grande spécificité (95 %).

Pouvoir discriminant

Nous avons cherché à savoir dans quelle mesure les items de la CES-D-12-ELNEJ permettaient d'établir une distinction entre les diverses catégories de symptômes dépressifs en calculant les proportions d'élèves classés dans les trois catégories de symptômes dépressifs à l'intérieur du groupe d'élèves ayant répondu « souvent » ou « toujours » à un item donné, à l'égard de chacun des 12 items.

Cohérence interne

Nous avons calculé les coefficients alpha de Cronbach de la CES-D-12-ELNEJ à la lumière des données de la SDUSAP. Nous avons utilisé les données de l'ESEO pour comparer les coefficients alpha des deux versions de la CES-D, celle à 12 items et celle à 20 items.

Résultats

Validité du contenu

Le tableau 1 montre la correspondance entre les items de la CES-D et de la CES-D-12-ELNEJ et entre ces items et les symptômes du trouble dépressif majeur du DSM-IV. La CES-D-12-ELNEJ rend compte de six des neuf symptômes possibles de la dépression. L'échelle accorde une place prépondérante aux symptômes affectifs de la dépression : six items mettent l'accent sur l'humeur dépressive ou l'anhédonie. Presque tous les symptômes somatiques y sont représentés. Les symptômes du DSM-IV qui ne figurent pas dans la CES-D-12-ELNEJ sont l'irritabilité, un sentiment de dévalorisation ou de culpabilité, des idées suicidaires et un retard psychomoteur/une agitation psychomotrice. L'importance primordiale accordée à l'humeur dépressive par la CES-D-12-ELNEJ est conforme à la définition que donne le DSM-IV de la dépression et reflète une vision globale des symptômes dépressifs. La principale lacune détectée dans le contenu de la CES-D-12-ELNEJ, c'est qu'aucun de ses items ne rend compte de l'irritabilité, un symptôme important de la dépression chez les jeunes.

Groupes extrêmes

La SDUSAP comprenait la question suivante : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous utilisé des services ou reçu de l'aide parce que vous vous êtes senti(e) déprimé(e)? » Environ 4,9 % (IC = 4,4 – 5,3) des élèves ont répondu

TABLEAU 2
Analyse du pouvoir discriminant, sous forme de pourcentages d'élèves ayant répondu « souvent » ou « toujours » aux items de la CES-D-12-ELNEJ

	Catégorie de symptômes dépressifs		
Item	Très élevés (%) (score total : 21–36)	Assez élevés (%) (score total : 12–20)	Minimes (%) (score total : 0–11)
Je n'ai pas eu envie de manger; j'ai manqué d'appétit.	60	25	4
J'ai eu l'impression que je ne pouvais pas sortir du cafard, même avec l'aide de ma famille et de mes amis.	87	26	1
J'ai eu du mal à me concentrer sur ce que je faisais.	75	28	3
Je me suis senti(e) déprimé(e).	90	31	< 1
J'ai eu l'impression d'être trop fatigué(e) pour faire quoi que ce soit.	81	43	8
J'ai été confiant(e) en l'avenir[a].	78	70	44
Mon sommeil n'a pas été bon.	66	31	6
J'ai été heureux(se)[a].	92	59	11
Je me suis senti(e) seul(e).	77	24	2
J'ai profité de la vie[a].	90	59	12
J'ai eu des crises de larmes.	64	20	2
J'ai eu l'impression que les gens ne m'aimaient pas.	69	29	4

[a] Les scores relatifs à ces items ont été inversés.

« Oui », 42,4 % (IC = 41,3 – 43,5) ont répondu « Non » et 52,8 % (IC = 51,6 – 53,9) ont répondu « Je ne me suis pas senti(e) déprimé(e) ». Les scores moyens d'après la CES-D-12-ELNEJ pour ces groupes de réponses étaient les suivants : 16,0 (ET = 7,4, IC = 15,4 B16.6), 12,0 (ET = 6,2, IC = 11,8 B12,1) et 5,5 (ET = 3,5, IC = 5,5 B5,6), respectivement. L'analyse de variance à un critère de classification sur les rangs (test de Kruskal-Wallis) a révélé que les scores d'après la CES-D-12-ELNEJ à l'égard de ces trois groupes étaient significativement différents : (somme des rangs moyens : 9 519,5; 8 104,3 et 41 776,0, respectivement), [χ^2 (2, N = 12 110) = 4 186,1, p < 0,001]. Les adolescents qui ont déclaré avoir reçu de l'aide pour des symptômes dépressifs ont obtenu les scores totaux les plus élevés d'après la CES-D-12-ELNEJ.

Validité du critère

Courbes de la fonction d'efficacité du récepteur

La figure 1 montre le compromis entre la sensibilité et la spécificité de toutes les valeurs-seuils possibles pour les scores totaux relatifs à la CES-D-12-ELNEJ, fondé sur les deux critères de référence indirects définis à partir de l'item portant sur l'aide obtenue pour des symptômes dépressifs. La courbe FER pour les scores totaux d'après la CES-D-12-ELNEJ, établie en fonction du premier critère de référence indirect (« Je ne me suis pas senti(e) déprimé(e) » par rapport aux autres critères) a fait apparaître une surface sous la courbe de 0,84 (IC = 0,83 – 0,84). Comme nous nous étions fixé un niveau de spécificité de 95 %, nous avons obtenu un score–seuil de 12. Ainsi, nous avons établi que les scores totaux de 0 à 11 inclusivement étaient révélateurs de « symptômes dépressifs minimes ». La courbe FER pour les scores totaux d'après la CES–D–12–ELNEJ, établie en fonction du second critère de référence indirect (« Oui » par rapport aux autres critères) a fait apparaître une surface sous la courbe de 0,80 (IC = 0,78 – 0,82). Comme nous avions établi un niveau de spécificité de 95 %, nous avons obtenu un score-seuil de 21 pour la détection de « symptômes dépressifs très élevés ». Nous avons considéré que les sujets ayant obtenu un score de 21 ou plus présentaient des symptômes dépressifs très élevés. Il importe de souligner que notre règle de décision limite à 5 % la proportion d'élèves qui pourraient être classés à tort dans la catégorie de sujets souffrant de symptômes dépressifs très élevés; par contre, elle ne nous permet de classer dans cette catégorie (symptômes dépressifs très élevés) qu'environ le quart (sensibilité de 26,6 %) des élèves qui ont indiqué avoir reçu de l'aide pour des symptômes dépressifs.

Pouvoir discriminant

Le tableau 2 montre les proportions d'élèves classés dans les trois catégories de symptômes dépressifs, parmi ceux qui ont répondu « souvent » ou « toujours » à un item donné. De fortes proportions (60 à 92 %) d'élèves ayant répondu « souvent » ou « toujours » à 11 des 12 items ont été classés dans la catégorie de ceux qui présentent des symptômes dépressifs très élevés. Des proportions relativement plus faibles (20 à 59 %) d'élèves ont été classés dans la catégorie de ceux qui présentent des symptômes dépressifs assez élevés. De faibles proportions (< 1 à 12 %) d'élèves ont été classés dans la catégorie de ceux qui présentent des symptômes dépressifs minimes. Seul un item (« J'ai été confiant(e) en l'avenir ») était doté d'un faible pouvoir discriminant à l'égard des trois catégories de symptômes dépressifs. Ainsi, chez les élèves qui ont répondu « souvent » ou « toujours » à l'item « J'ai été confiant(e) en l'avenir », 78, 70 et 44 % respectivement ont été classés dans la catégorie de ceux qui présentent des symptômes dépressifs très élevés, assez élevés et minimes, tendance qui se démarque nettement de celle qui ressort des 11 autres items. De plus, les élèves étaient, dans une proportion presque égale, prêts à adhérer à chacune des quatre options prévues à l'égard de cet item (« toujours » = 21 %, « souvent » = 28 %, « parfois » = 29 %, « jamais/rarement » = 23 %). À titre de comparaison, dans le cas des 11 autres items, la majorité des élèves a répondu « jamais » ou « parfois », et une minorité a répondu « souvent » ou « toujours ».

Cohérence interne

Selon les données de la SDUSAP, le coefficient alpha de la CES-D-12-ELNEJ était de 0,85. Les coefficients alpha étaient de 0,79 pour les garçons et de 0,88 pour les filles. D'après les données de l'ESEO, les coefficients alpha de Cronbach étaient respectivement de 0,89 et 0,85 pour les versions à 20 items et à 12 items de la CES-D.

FIGURE 1
Courbe de la fonction d'efficacité du récepteur pour les scores totaux relatifs à la CES-D-12-ELNEJ, établie en fonction du critère de référence indirect : « Je ne me suis pas senti(e) déprimé(e) »

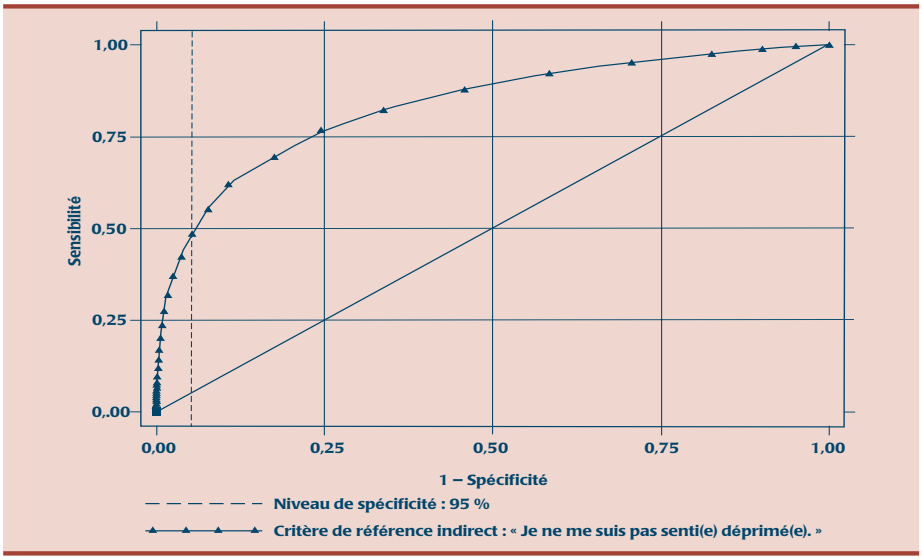
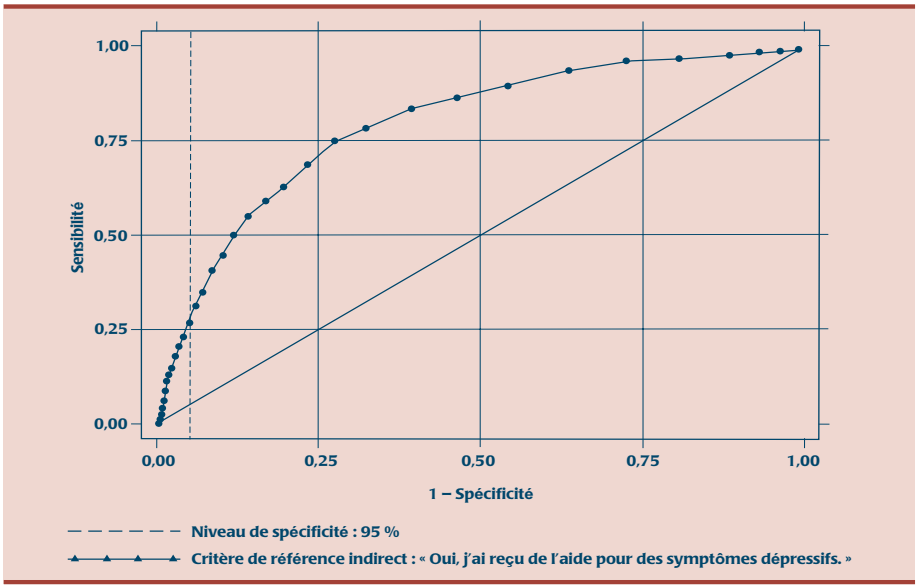


FIGURE 2
Courbe de la fonction d'efficacité du récepteur pour les scores totaux relatifs à la CES-D-12-ELNEJ, établie en fonction du critère de référence indirect : « Oui, j'ai reçu de l'aide parce que je me suis senti(e) déprimé(e) »



Prévalence

La prévalence des symptômes dépressifs minimes, assez élevés et très élevés chez les élèves adolescents des provinces de l'Atlantique a été estimée à 72,3 % (IC = 71,3 – 73,3), 19,5 % (IC = 18,7 – 20,3) et 5,5 % (IC = 5,0 – 6,0), respectivement. De plus, 2,6 % des élèves qui ont répondu à moins de 11 items de l'échelle ont été classés dans la catégorie « indéterminé » en ce qui concerne les symptômes dépressifs. La prévalence des symptômes dépressifs très élevés et assez élevés était significativement plus élevée chez les filles (8,6 et 24,7 %, respectivement) que chez les garçons (2,6 et 14,5 %, respectivement, $p < 0{,}001$).

Analyse

Il se dégage de notre examen de la CES-D-12-ELNEJ que l'échelle est suffisamment valide et fiable pour nos besoins. Plus précisément, la Student Drug Use Survey in the Atlantic Provinces vise à permettre aux provinces d'élaborer des politiques et des programmes axés sur la santé et les toxicomanies chez les élèves adolescents, à la lumière de données épidémiologiques solides[16]. Elle avait pour objectif de faire en sorte que le nombre total d'adolescents répondant à la définition des sujets présentant des symptômes dépressifs élevés soit à peu près exacte. Une erreur de classification importe moins dans une telle enquête que dans un programme de dépistage conventionnel. Le coefficient alpha de Cronbach de la CES-D-12-ELNEJ rejoint ceux mis en lumière dans la littérature; il variait de 0,85 à 0,97 lorsque la CES-D a été utilisée auprès d'adolescents[7,9,25–27]. Le principal facteur qui nuise à l'exactitude de la CES-D-12-ELNEJ, c'est le fait qu'elle ne tient pas compte de l'irritabilité, un important symptôme de la dépression chez les jeunes. On peut s'attendre à ce que cette lacune se traduise par une sous-estimation systématique de la prévalence du risque de dépression chez les adolescents. Ce défaut devrait être corrigé lors des prochaines applications de la CES-D-12-ELNEJ.

Notre revue de la littérature nous a amenés à conclure que l'étude des symptômes dépressifs dans la population générale des adolescents qui se compare le mieux à notre étude est celle qui concerne la National Longitudinal Study of Adolescent Health[3], où l'échelle CES-D à 20 items a été utilisée pour décrire la prévalence de symptômes dépressifs chez les adolescents américains. Même si la CES-D est utilisée à grande échelle, on ne connaît toujours pas le score-seuil idéal qui permette de reconnaître les populations d'adolescents à risque de dépression. Ici, comme dans notre étude, Rushton et ses collègues[3] ont dû prendre une décision au sujet des scores-seuils les plus adaptés à l'échelle CES-D. Sachant que le score-seuil de 16 (CES-D) applicable aux adultes entraîne une surestimation de la prévalence de la dépression chez les adolescents, les auteurs ont retenu un score-seuil de 24 (CES-D), comme le recommandent Roberts et ses collaborateurs[9]. Rushton et ses collègues[3] ont ensuite utilisé le seuil de 16 comme la limite inférieure de symptômes dépressifs de niveau intermédiaire. Ils ont estimé à 9 % la prévalence des symptômes dépressifs « modérés/graves » (scores de 24 ou plus d'après l'échelle CES-D), à 29 % la prévalence de symptômes dépressifs « légers » (scores de 16 à 23 d'après l'échelle CES-D), et à 72 % la prévalence de symptômes dépressifs « minimes » (scores de 0 à 15 d'après l'échelle CES-D). Ils ont constaté que la grande majorité des adolescents classés au départ dans la catégorie de sujets présentant des symptômes dépressifs « minimes » continuaient d'en faire partie un an plus tard. Par contre, l'état dans lequel se trouvaient, au bout d'un an, les adolescents classés au départ dans la catégorie des sujets présentant des symptômes dépressifs « légers » et « modérés/graves » était essentiellement imprévisible. Rushton et ses collègues[3] ont aussi découvert que l'un des plus puissants facteurs de prédiction de la persistance de symptômes dépressifs « modérés/graves » un an plus tard était le fait d'avoir bénéficié de services de counselling.

Dans notre étude, nous avons établi les scores-seuils de la CES-D-12-ELNEJ à la lumière du critère de l'obtention d'une aide pour des symptômes dépressifs. Ce critère est conforme au Diagnostic Interview Schedule (DIS)[28], selon lequel un diagnostic de trouble dépressif majeur ne peut être posé que lorsque le critère de l'incapacité (comme le fait d'avoir recherché de l'aide ou pris des médicaments) est satisfait. Ainsi, notre catégorie de « symptômes dépressifs très élevés » implique des symptômes cliniques importants. Notre prévalence instantanée estimative (5,5 %) de symptômes dépressifs très élevés à un moment donné chez les élèves adolescents rejoint la prévalence de symptômes dépressifs « modérés/graves », estimée dans l'étude réalisée par Rushton et

ses collègues[3]. De plus, tant dans l'étude de Rushton[3] que dans notre étude, le groupe à risque le plus élevé est associé au fait d'avoir reçu de l'aide, soit comme facteur de risque indépendant, soit comme élément intrinsèque de la définition. Il semble donc que notre catégorie de symptômes dépressifs « très élevés » soit comparable à la catégorie des symptômes « modérés/graves » de l'étude de Rushton[3].

Nos données nous ont amenés à établir une catégorie « intermédiaire » de symptômes dépressifs, qui englobe l'adolescent(e) qui nie avoir reçu de l'aide pour des symptômes dépressifs, mais qui ne rejette pas non plus l'idée qu'il ou elle ne s'est pas senti(e) déprimé(e). La prévalence globale des symptômes dépressifs assez élevés était de 19,5 %; elle était particulièrement élevée chez les filles (24,7 %). Ce niveau intermédiaire de symptômes dépressifs élevés pourrait se rapprocher de la catégorie de symptômes infracliniques, et rappelle à bien des égards la catégorie de symptômes qualifiés de « légers » par Rushton et ses collègues[3]. Une nouvelle analyse des données de l'étude américaine à l'aide de la version canadienne abrégée de la CES-D permettrait une comparaison directe de la prévalence et d'autres déterminants importants de divers groupes à risque de dépression dans les deux populations.

La prévalence estimative de symptômes dépressifs très élevés, mise en lumière par la présente étude, concorde avec les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), qui a fait appel à une entrevue structurée pour détecter la présence de troubles dépressifs majeurs chez les jeunes[29]. L'ESCC a estimé à 6,4 % (8,3 % chez les filles et 4,5 % chez les garçons) la prévalence du trouble dépressif majeur chez les jeunes Canadiens de 15 à 24 ans[29]. Nos constats rejoignent les autres estimations publiées de la prévalence instantanée de la dépression à un moment donné (3 à 7 %) dans la population générale d'adolescents[27,30–32]. Notre constat, à savoir que les taux de symptômes dépressifs élevés sont significativement plus élevés chez les filles que chez les garçons, rejoint les taux de prévalence annuelle de dépression estimés ailleurs[2,29,32,33].

La présente étude vient combler un manque important dans l'évaluation de la dépression dans la population générale, dans la mesure où elle a permis d'établir des scores-seuils qui s'appliquent spécifiquement aux adolescents, pour la version abrégée de l'échelle CES-D. Nous savons que d'un point de vue clinique, la norme de référence pour la détection la dépression est un diagnostic de trouble dépressif majeur fondé sur les critères du DSM-IV. La méthode la plus exacte d'évaluation de la validité du critère de la CES-D-12-ELNEJ impliquerait un processus en deux étapes, consistant d'abord à utiliser cet instrument auprès d'un échantillon d'adolescents et, ensuite, à soumettre les répondants ayant obtenu un score élevé et un échantillon aléatoire de répondants ayant obtenu un faible score à un entretien diagnostique dirigé. Notre critère fondé sur un seul item (le fait d'avoir obtenu de l'aide pour des symptômes dépressifs) est une norme imparfaite puisque, de manière générale, les adolescents dépressifs ne recherchent ni n'obtiennent de l'aide pour des symptômes dépressifs[34,35]. Nous avons toutefois réduit le risque d'erreur systématique lié à notre critère de référence indirect en établissant des seuils pour trois niveaux de symptômes dépressifs de gravité croissante et en fixant un haut niveau de spécificité à l'égard de ces catégories.

En dernière analyse, la capacité d'un instrument de détecter avec exactitude la dépression dépend surtout, non pas des caractéristiques inhérentes du test, mais de la prévalence du trouble. Fechner-Bates et ses collègues[6] ont illustré le problème posé par les erreurs de classification dans le cas de la dépression et de la CES-D. À partir d'un taux de prévalence de la dépression de 13,5 %, et si l'on considère que la CES-D présente une sensibilité de 79,5 % et une spécificité de 71,1 %, la valeur prédictive positive de la CES-D n'était que de 27,9 %. Compte tenu d'un taux de prévalence de la dépression de 6 % chez les jeunes Canadiens[32], et si l'on considère que les seuils que nous avons établis pour la CES-D-12-ELNEJ présentent une sensibilité de 27 % et une spécificité de 95 %, la probabilité qu'un adolescent ayant obtenu un score total de 21 ou plus d'après la CES-D-12-ELNEJ souffre effectivement de dépression n'aurait été que de 26 %.

Malgré ces problèmes d'évaluation, la surveillance du risque de dépression dans la population générale d'adolescents demeure un besoin très réel. Des études longitudinales ont toujours montré qu'un niveau élevé de symptômes dépressifs représente un puissant prédicteur indépendant de la survenue d'un trouble dépressif[36–38]. De plus, un niveau élevé de symptômes, même s'il est inférieur au seuil applicable au diagnostic du trouble dépressif majeur, est associé à une incapacité psycho-sociale importante[39]. C'est pourquoi, en un sens, les adolescents dont les scores sont inférieurs au seuil du risque le plus élevé ne devraient pas être considérés comme des cas « faussement positifs » et ne devraient pas être négligés dans les interventions faites à l'échelle de la population. Nous soutenons, pour conclure, que les catégories de symptômes dépressifs assez élevés et très élevés, établies d'après la CES-D-12-ELNEJ, peuvent, à tout le moins, donner un aperçu du risque de trouble dépressif et d'incapacité psycho-sociale dans la population générale d'adolescents.

Remerciements

Cette recherche a bénéficié d'une aide financière dans le cadre du Programme des chaires de recherche du Canada, de l'Initiative sur la santé de la population canadienne et des Instituts de recherche en santé du Canada (subvention : MA-14706). La collecte de données a été financée en partie par les ministères provinciaux de la Santé de la Nouvelle-Écosse, de l'Île-du-Prince-Édouard, du Nouveau-Brunswick et de Terre-Neuve-et-Labrador. Les auteurs tiennent à remercier Stan Jones, MA, qui les a conseillés au sujet de la théorie de la réponse d'item.

Références

1. Radloff LS. The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. Applied Psychological Measurement 1977;1:385-401.

2. Roberts RE, Andrews JA, Lewinsohn PM, Hops H. Assessment of depression in adolescents using the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale. Psychol Assessment 1990;2:122-128.

3. Rushton JL, Forcier M, Schectman RM. Epidemiology of depressive symptoms in the National Longitudinal Study of Adolescent Health. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry 2002;41:199–205.

4. Schoenbach VJ, Kaplan BH, Grimson RC, Wagner EH. Use of a symptom scale to study the prevalence of a depressive syndrome in young adolescents. Am J Epidemiol 1982; 116:791–800.

5. Steinhausen HC, Metzke CW. Adolescent self-rated depressive symptoms in a Swiss epidemiological study. J Youth Adolesc 2000;29:427–40.

6. Fechner-Bates S, Coyne JC, Schwenk TL. The relationship of self-reported distress to depressive disorders and other psychopathology. J Consult Clin Psychol 1994; 62:550–9.

7. Radloff LS. The use of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale in adolescents and young adults. J Youth Adolesc 1991;20:149–66.

8. Doerfler LA, Felner RD, Rowlison RT, Raley PA, Evans E. Depression in children and adolescents: a comparative analysis of the utility and construct validity of two assessment measures. J Consult Clin Psychol 1988; 56:769–72.

9. Roberts RE, Lewinsohn PM, Seeley JR. Screening for adolescent depression: a comparison of depression scales. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry 1991; 30:58–66.

10. Connelly B, Johnston D, Brown ID, Mackay S, Blackstock EG. The prevalence of depression in a high school population. Adolescence 1993; 28:149–58.

11. Statistique Canada. 2001. Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes Consulté le 20 mai 2004 à l'adresse suivante : http://www.statcan.ca:8096/bsolc/francais/bsolc?catno = 89F007XIF

12 Boyle MH, Offord DR, Hofmann HG, Catlin GP, Byles JA, Cadman DT et al. Ontario Child Health Study. I. Methodology. Arch Gen Psychiatry 1987; 44:826–31.

13. Boyle MH, Offord DR, Racine Y, Fleming JE, Szatmari P, Sanford M. Evaluation of the revised Ontario Child Health Study scales. J Child Psychol Psychiatry 1993;34:189–213.

14. Boyle M. 5-1-2003. Communication personnelle.

15. Poulin C, Hand D, Boudreau B, Santor D. Gender differences in the association between substance use and elevated depressive symptoms in a general adolescent population. Addiction 2005;100:525–35.

16. Poulin C, Wilbur B. Nova Scotia Student Drug Use 2002. Technical Report. Halifax: Dalhousie University and Nova Scotia Department of Health. 2002.

17. Liu J, Jones B, Grobe C, Balram C, Poulin C. Enquête de 2002 sur la consommation de drogues par les élèves du Nouveau-Brunswick. Rapport technique, Fredericton, Ministère de la Santé et du Mieux-être du Nouveau-Brunswick, 2003.

18. Van Til L, Poulin C. Prince Edward Island Student Drug Survey 2002. Technical Report. Charlottetown: Document Publishing Centre. 2002. (Seuls les faits saillants ont été traduits)

19. Poulin C, Clarke B, Balram C, Wilbur B, Bryant E. Student drug use surveys in the Atlantic Provinces: A standardized approach. ISBN# 0-7703-1244-6. Halifax: Dalhousie University. 1996.

20. Poulin C, Elliott D. Alcohol, tobacco and cannabis use among Nova Scotia adolescents: Implications for prevention and harm reduction. Can Med Assoc J 1997;156: 1387–93.

21. Poulin C, MacNeil P, Mitic W. The validity of a province-wide student drug use survey: lessons in design. Can J Public Health 1993; 84:259–64.

22. Poulin C, Van Til L, Wilbur B, Clarke B, MacDonald CA, Barcelo A et al. Alcohol and other drug use among adolescent students in the Atlantic provinces. Can J Public Health 1999;90:27–29.

23. Stata Statistical Software. College Station, TX: Stata Corporation, 2002.

24. American Psychiatric Association. Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux. Quatrième édition, DSM-IV, Paris, Masson, 1996.

25. Fletcher RH, Fletcher SW, Wagner EH. Épidémiologie clinique, Paris, Pradel, 1998.

26. Dierker LC, Albano AM, Clarke GN, Heimberg RG, Kendall PC, Merikangas KR et al. Screening for anxiety and depression in early adolescence. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry 2001;40:929–36.

27. Cooper PJ, Goodyer I. A community study of depression in adolescent girls: I. Estimates of symptom and syndrome prevalence. Brit J Psychiatry 1993;163:369–74.

28. Robins LN, Helzer JE, Croughan J, Ratcliff KS. National Institute of Mental Health Diagnostic Interview Schedule. Its history, characteristics, and validity. Arch Gen Psychiatry 1981;38:381–9.

29. Statistique Canada, 2002. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Santé mentale et bien-être (82-617-XIF, CANSIM Table 105-1100). Accessible à l'adresse suivante : http://www.statcan.ca/francais/freepub/82-617-XIF/htm/5110025_f.htm.

30. Garrison CZ, Waller JL, Cuffe SP, McKeown RE, Addy CL, Jackson KL. Incidence of major depressive disorder and dysthymia in young adolescents. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry 1997; 36:458–65.

31. Lewinsohn PM, Hops H, Roberts RE, Seeley JR, Andrews JA. Adolescent psychopathology: I. Prevalence and incidence of depression and other DSM-III-R disorders in high school students. J Abnorm Psychol 1993; 102:133–44.

32. Oldehinkel AJ, Wittchen HU, Schuster P. Prevalence, 20-month incidence and outcome of unipolar depressive disorders in a community sample of adolescents. Psychol Med 1999; 29:655–68.

33. Patten SB. Incidence of major depression in Canada. Can Med Assoc J 2000; 163:714–15.

34. John LH, Offord DR, Boyle MH, Racine YA. Factors predicting use of mental health and social services by children 6–16 years old: findings from the Ontario Child Health Study. Am J Orthopsychiatry 1995;65:76–86.

35. Zwaanswijk M, van der EJ, Verhaak PF, Bensing JM, Verhulst FC. Factors associated with adolescent mental health service need and utilization. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry 2003; à42:692–700.

36. Aalto-Setala T, Marttunen M, Tuulio-Henriksson A, Poikolainen K, Lonnqvist J. Depressive symptoms in adolescence as predictors of early adulthood depressive disorders and maladjustment. Am J Psychiatry 2002;159:1235–37.

37. Pine DS, Cohen E, Cohen P, Brook J. Adolescent depressive symptoms as predictors of adult depression: moodiness or mood disorder? Am J Psychiatry 1999;156:133–5.

38. Reinherz HZ, Paradis AD, Giaconia RM, Stashwick CK, Fitzmaurice G. Childhood and adolescent predictors of major depression in the transition to adulthood. Am J Psychiatry 2003;160:2141–47.

39. Gotlib IH, Lewinsohn PM, Seeley JR. Symptoms versus a diagnosis of depression: differences in psychosocial functioning. J Consult Clin Psychol 1995;63:90–100.

40. Weissman MM, Orvaschel H, Padian N. Children's symptom and social functioning self-report scales. Comparison of mothers' and children's reports. J Nerv Ment Dis 1980; 168:736–40.

Examinateurs en 2004

Nous avons omis, dans le dernier numéro de la MCC, de remercier nos chers évaluateurs et chères évaluatrices de l'année 2004 pour leurs contributions inestimables de temps et d'expertise:

Allan Salmoni	Eric Holowaty	Nancy Kreiger
Barry McLellan	Evelyn Shapiro	Nancy Lightfoot
Brent Mologhney	France Labrèche	Patrick Loisel
Bruce Reeder	Howard Marvison	Paul J Veugelers
Byron Rogers	Ian McDowell	Robert Semenciw
Chris Badjik	Jack Tu	Sheila Hogg-Johnson
Claire Infante-Rivard	Joan Lindsay	Shi Wu Wen
Donald Cole	Joann Perry	Smita Bhatia
Donald Schopflocher	Lawrence Oppenheimer	Sylvie Marcoux
Doug Angus	Loraine Marrett	Vic Sahai
Elizabeth McGregor	Michael Engelgau	Wayne Millar
Elizabeth Rael	Murray Brown	

Analyse de l'effet du biais de sélection sur l'association entre l'hormonothérapie substitutive et le risque de cancer du sein

Ilona Csizmadi, Christine M Friedenreich, Heather E Bryant et Kerry S Courneya

Résumé

Une analyse de sensibilité a été menée en vue de déterminer l'impact sur les mesures de l'effet d'un écart soupçonné dans les taux de participation entre les utilisatrices et les non-utilisatrices d'une hormonothérapie substitutive (HTS), parmi les témoins recrutés dans une étude cas/témoins en population sur le cancer du sein. Les données sur la prévalence selon l'âge de l'utilisation actuelle d'une HTS chez les témoins ont été comparées avec celles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996. Les femmes du groupe témoin désignées comme étant des utilisatrices d'une HTS ont fait l'objet d'un rééchantillonnage aléatoire visant à reproduire la prévalence de l'utilisation d'une HTS selon l'ENSP. Une analyse de régression logistique inconditionnelle a été effectuée, avant et après le rééchantillonnage, afin d'évaluer les rapports de cotes (RC) et les intervalles de confiance (IC) à 95 % relatifs à l'utilisation d'une HTS et au risque de cancer du sein. Chez les témoins de l'étude cas/témoins originale, les rapports de cotes (RC) ajustés multivariés pour le cancer du sein, en ce qui concerne les formulations composées uniquement d'œstrogènes et celles combinant œstrogènes et progestatif, étaient de 0,76 (0,53 à 1,10) et de 0,94 (IC à 95 % : 0,64 à 1,38), respectivement; après rééchantillonnage des témoins, ils étaient de 0,99 (0,77 à 1,27) et de 1,57 (IC à 95 % : 1,02 à 2,40), respectivement. Cette analyse de sensibilité illustre à quel point des écarts dans les taux de participation entre utilisatrices et non-utilisatrices d'une HTS peuvent influer sur les estimations des mesures de l'effet.

Mots clés : *biais, cancer du sein, hormonothérapie substitutive, Enquête nationale sur la santé de la population, méthodes*

Introduction

Les résultats d'un essai comparatif randomisé (ECR) réalisé par la Women's Health Initiative (WHI) ont confirmé que l'HTS combinée (HTS combinant œstrogènes et progestatif) accroît, à long terme, le risque de cancer du sein[1]. Après un suivi d'une durée moyenne de 5,2 ans, on a observé que le risque de cancer du sein avait augmenté de 26 % chez les utilisatrices d'une HTS combinée participant à l'essai de la WHI comparativement au groupe témoin prenant un placebo (rapport des taux d'incidence [1,26] et IC à 95 % [1,00 à 1,59]). En prévention secondaire, la Heart and Estrogen/Progestin Replacement Study (HERS)[2], vaste ECR examinant le lien entre les maladies cardiovasculaires et l'HTS combinée, a publié des résultats similaires, quoique statistiquement non significatifs (risque relatif [1,27] et IC à 95 % [0,84 à 1,94]). En revanche, dans le cadre de l'essai de la WHI, aucune augmentation du risque de cancer du sein n'a été observée chez les participantes qui avaient utilisé une HTS simple (HTS par œstrogènes seuls) pendant une durée moyenne de 6,8 ans (0,77 [IC : 0,59 à 1,01])[3].

Alors que la majorité des résultats issus d'études d'observation corroboraient ceux des ECR et concluaient à une hausse de l'incidence du cancer du sein chez les femmes utilisant une HTS combinée depuis au moins cinq ans[4–10], aucune association n'a pu être établie[11–15], et un effet protecteur marginal a même été signalé[14]. Quelques études ont conclu à l'absence d'association entre l'HTS simple et le risque de cancer du sein[5,9,16], mais nombreuses sont celles ayant signalé une augmentation de ce risque[4,17–22]. C'est pourquoi, bien qu'il soit du ressort de l'épidémiologie de concevoir des études d'observation dont les résultats concordent avec ceux des ECR, certains aspects méthodologiques des études d'observation méritent un examen minutieux.

Au cours des deux dernières décennies, des épidémiologistes et des chercheurs de diverses sous-spécialités médicales se sont heurtés à la difficulté de concevoir des études d'observation qui puissent réduire au minimum les nombreux biais susceptibles de compromettre les recherches sur l'HTS[23–27]. La publication des résultats de l'essai de la WHI a avivé les débats concernant le rôle de l'épidémiologie d'observation dans l'étude des effets des traitements pharmacologiques sur la santé, ce qui a entraîné un réexamen encore plus critique des données sur l'HTS issues de la recherche observationnelle.

Depuis toujours, on soupçonne l'existence de facteurs de confusion dans l'association entre l'HTS et les résultats pour la santé, surtout dans le cas des études où un effet protecteur a été observé. En général, les utilisatrices d'une HTS ont été associées à de

Coordonnées des auteurs

Ilona Csizmadi, Christine M Friedenreich, Heather E Bryant, Division of Population Health and Information, Alberta Cancer Board, Calgary (Alberta) Canada
Kerry S. Courneya, Faculté de l'Education physique et de la Récréation, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta) Canada
Correspondance : Ilona Csizmadi, Division of Population Health and Information, Alberta Cancer Board, 1331 29e rue NW, Calgary (Alberta) Canada T2N 4N2; télécopieur : (403) 270.8003; courriel : ilona.csizmadi@cancerboard.ab.ca

nombreuses habitudes de vie et pratiques liées à la santé, dont on estime qu'elles ont un effet protecteur contre les maladies chroniques[32–36]. L'association entre l'utilisation d'une HTS et le cancer du sein est toutefois complexe et pourrait être faussée par la présence de caractéristiques et d'habitudes de vie susceptibles d'augmenter ou de réduire le risque estimatif de cancer[37]. Lors d'une récente analyse par méta-régression portant sur des études d'observation, Garbe et ses collaborateurs[31] ont cerné divers facteurs liés au plan de l'étude, qui pourraient, s'ils ne sont pas pris en compte, entraîner une majoration ou une surestimation du risque observé de cancer du sein associé à l'utilisation d'une HTS (p. ex., l'omission de tenir compte des antécédents de mammographie, de l'âge au moment de la ménopause et du type de ménopause). Lorsque les données relatives à ces facteurs sont mesurées, il est possible de réduire au minimum ce type de confusion au cours de l'analyse multivariée[38]. En revanche, ce type d'analyse ne permet pas une pondération pour tenir compte des taux de participation, qui diffèrent selon l'exposition et l'état de santé[39]. Les différences de taux de participation peuvent entraîner une surestimation ou une sous-estimation du risque de maladie.

Pour illustrer cette situation, nous prenons ici pour exemple une étude cas/témoins en population où l'on soupçonnait l'existence de différences dans les taux de participation des utilisatrices et des non-utilisatrices d'une HTS parmi les femmes témoins, et dans le cadre de laquelle des données externes sur la population ont été utilisées pour mener une analyse de sensibilité en vue de tenter de quantifier l'impact sur les mesures de l'effet. L'association entre l'HTS et l'incidence du cancer du sein est examinée par le biais d'analyses portant d'abord sur le groupe témoin initial de l'étude cas/témoins, puis d'analyses où la « surparticipation » des utilisatrices d'une HTS parmi les témoins est ajustée pour refléter la prévalence estimative de l'utilisation d'une HTS dans la population.

Méthodologie

Les méthodes utilisées pour mener cette étude cas/témoins ont été décrites précédemment[40], aussi ne présenterons-nous ici que les méthodes pertinentes pour la présente analyse. Entre 1995 et 1997, on a mené en Alberta une étude cas/témoins en population portant sur 1 239 cas nouveaux, confirmés par l'examen histologique et primitifs de cancer du sein in situ et de cancer du sein infiltrant (78,3 % de tous les cas admissibles). Les données de l'Alberta Cancer Registry ont permis d'identifier les femmes âgées de moins de 80 ans. En tout, 1 241 femmes (56,5 % des sujets admissibles) n'ayant reçu aucun diagnostic de cancer, à l'exception de celui de cancer de la peau avec mélanome bénin, ont été repérées au moyen d'un système d'appel aléatoire et appariées selon l'âge (± 5 ans) et la région (urbaine ou rurale) de résidence. Deux et demi pour cent des témoins joints par téléphone n'étaient pas admissibles en raison de la langue de communication ou d'antécédents de cancer. Une femme était considérée en postménopause si : i) elle n'avait pas subi d'hystérectomie et avait déclaré son âge au moment de la ménopause naturelle, ii) elle n'avait pas subi d'hystérectomie ni eu de menstruations au cours de l'année précédant la date index ou iii) elle était âgée de 55 ans et plus à la date index (voir ci-dessous). Une femme ayant subi une hystérectomie était considérée en postménopause si : i) elle avait signalé une absence de menstruations pendant au moins un an avant l'hystérectomie, ii) elle avait subi une ovariectomie bilatérale, iii) elle était âgée de 55 ans et plus ou iv) elle avait affirmé être en postménopause. Les femmes ayant amorcé une HTS avant d'avoir satisfait les critères susmentionnés était considérées en postménopause si elles étaient âgées de 55 ans et plus; autrement, elles étaient considérées en périménopause. Après exclusion des femmes considérées en préménopause ou en périménopause, il restait 1 415 femmes en postménopause (708 cas et 707 témoins). Nous présentons ici les résultats de notre étude sur l'association entre l'utilisation d'une HTS et le cancer du sein chez des femmes en postménopause.

Des entrevues à caractère cognitif ont été réalisées en tête-à-tête pour recueillir des renseignements concernant les antécédents génésiques, médicaux et familiaux, les antécédents personnels de maladies du sein, de mammographie et d'utilisation d'une HTS (formulation, dose, mode d'administration et durée), ainsi que l'activité physique totale pendant la vie[41], les apports alimentaires[42] durant l'année précédant la date index (soit la date du diagnostic de cancer du sein pour les cas et une date équivalente pour les témoins), les mesures anthropométriques, les antécédents de poids et de tabagisme, la consommation d'alcool et les caractéristiques démographiques.

Tous les modes d'administration d'œstrogènes et de progestatif (par voie orale, par voie transdermique, par injection et par application topique de crème vaginale) ont été déterminés lors de l'entrevue. Les crèmes vaginales à base d'œstrogènes n'ont pas été prises en compte dans le calcul de l'exposition à une HTS, puisque ce type de traitement est peu observé, que ses effets sont avant tout localisés plutôt que généralisés et que leur absorption est variable[43–45]. Les femmes qui ne savaient pas très bien si elles avaient ou non déjà eu recours à une HTS (19 cas et 14 témoins) ont été exclues. Afin d'exclure toute exposition n'ayant fort probablement aucun lien causal avec le cancer du sein, l'année de référence pour la détermination de l'exposition à une HTS a été établie à un moment précis un an avant la date index, tant pour les cas que pour les témoins. Il a d'abord été décidé d'exclure les femmes n'ayant utilisé une HTS qu'au cours de l'année précédant la date index (11 cas et 22 témoins) ou pendant moins de deux mois (16 cas et 16 témoins), ces expositions n'étant aucunement considérées comme liées à l'incidence du cancer du sein. À la suite de ces exclusions, on ne comptait plus que 662 cas et 655 témoins. L'utilisation d'une HTS pendant deux mois et plus a été classée selon le type de formulation (œstrogènes seuls ou œstrogènes contrebalancés par l'administration séquentielle ou continue d'un progestatif), l'utilisation actuelle (femmes qui utilisaient une HTS jusqu'à un an avant la

date index) et l'utilisation récente (femmes qui n'utilisaient pas une HTS au moment de l'étude, mais qui en avaient fait usage dans les cinq années précédant la date index).

Les données tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la[46], enquête sanitaire dont le taux de participation était de 89 %, ont servi à déterminer la prévalence de l'utilisation d'une HTS en Alberta chez les femmes âgées de 45 ans, par tranche de cinq ans. Les détails ayant trait aux méthodes d'étude de l'ENSP et à l'utilisation nationale d'une HTS ont été publiés ailleurs[47]. En résumé, des entrevues téléphoniques ont été menées pour recueillir auprès d'un échantillon de la population des renseignements démographiques et de l'information sur la santé et les déterminants de la santé. La question suivante était posée aux femmes : « Au cours du mois dernier, avez-vous pris des hormones en raison de symptômes liés à la ménopause ou au vieillissement? » On n'a pas demandé aux femmes si elles étaient ménopausées ou non.

La prévalence selon l'âge de l'utilisation d'une HTS, par tranche d'âge de cinq ans, a été établie chez les témoins en déterminant le nombre de femmes ayant signalé avoir utilisé une HTS au cours de l'année précédant leur date index. Les proportions d'utilisatrices d'une HTS par âge ont ensuite été comparées aux proportions par âge de l'Alberta selon les données de l'ENSP, afin de déterminer si la prévalence de l'utilisation d'une HTS chez les témoins de l'étude cas/témoins reflétait ou non l'utilisation dans la population source. Dans le cas des femmes de moins de 55 ans, les comparaisons relatives à l'utilisation d'une HTS ont été établies entre des groupes d'âge dans l'ENSP et des groupes d'âge parmi les témoins, qui regroupaient toutes les femmes (en période de prémonopause, de périmonopause ou de postmonopause), du fait que les données de l'ENSP ne précisaient pas si la femme était ou non ménopausée et qu'il était improbable que toutes les femmes âgées de 45 à 55 ans soient en postménopause[48]. Pour les femmes de 55 ans et plus, les comparaisons ayant trait à l'utilisation d'une HTS ont été établies entre des groupes d'âge de l'ENSP et des groupes d'âge parmi les femmes témoins en postménopause, étant donné que la majorité des femmes de ces tranches d'âge étaient en postménopause. Nous avons présumé que pratiquement toutes les femmes témoins de plus de 55 ans étaient en postménopause, à l'exception de celles ayant fourni des renseignements indiquant le contraire (n = 4). Lorsque des écarts étaient observés dans la prévalence selon l'âge, les femmes faisaient l'objet d'un échantillonnage aléatoire sans remplacement à partir des catégories de femmes par âge identifiées comme ayant utilisé une HTS au cours de l'année précédant l'année index. On souhaitait ainsi assurer une meilleure représentativité des proportions par âge de l'utilisation d'une HTS en Alberta selon les données de l'ENSP.

Analyse statistique

Les rapports de cotes (RC) et les intervalles de confiance (IC) à 95 % ont été estimés au moyen d'une analyse de régression logistique inconditionnelle. Les variables confusionnelles potentielles déterminées a priori ont été évaluées en examinant leur effet sur les RC corrigés pour l'âge. Le critère utilisé à cette fin était le suivant : un changement de 10 % dans les RC corrigés pour l'âge était considéré comme un signe de la présence de variables confusionnelles. Les variables suivantes ont été jugées potentiellement confusionnelles : l'âge, le type de ménopause, l'âge au moment de la ménopause, le nombre de grossesses, l'âge au moment de la première naissance, l'âge au moment de l'apparition des premières règles, les antécédents d'utilisation de contraceptifs oraux, les antécédents familiaux de cancer du sein, le nombre de mammographies de dépistage, les antécédents de diagnostic d'affection bénigne du sein et de biopsie du sein, l'indice de masse corporelle, le gain de poids depuis l'âge de 20 ans, le tabagisme, la consommation d'alcool, l'APTV, l'état matrimonial, l'origine ethnique, le niveau d'instruction, l'apport énergétique et l'apport en matières grasses. Pour tenir compte de la confusion résiduelle, l'âge au moment de la ménopause (défini comme un facteur de confusion important), les antécédents familiaux de cancer du sein, le gain de poids depuis l'âge de 20 ans (en quartiles), le type de ménopause (naturelle par opposition à chirurgicale), le niveau d'instruction et l'APTV (MET-heures/semaine/année, en quartiles) ont été inclus dans le modèle final. On a estimé les RC pour l'utilisation d'une HTS et l'incidence du cancer du sein chez les femmes en postménopause en

TABLEAU 1
Proportion de femmes témoins et d'Albertaines (ENSP*) désignées comme étant des utilisatrices actuelles d'une HTS et nombre absolu de femmes témoins exposées à une HTS, avant et après le rééchantillonnage aléatoire

Groupes d'âge (années)	Prévalence des utilisatrices d'une HTS chez les femmes témoins de l'étude cas/témoins, Alberta, 1995–1997		Utilisation d'une HTS en Alberta, 1996 (ENSP)**	Nombre de femmes en postménopause utilisant une HTS, avant et après le rééchantillonnage	
	Toutes les femmes (%)	Femmes en post-ménopause (%)	(%)	Avant	Après
45–49	17	63	13	10	10
50–54	35	44	34	28	28
55–59	48	52	35	66	33
60–64	36	36	25	59	35
65–69	30	30	19	41	22
70+	23	23	7	43	11
Total				**247**	**139**

* Enquête nationale sur la santé de la population, 1996, Statistique Canada [27]
** Facteur de pondération élaboré par Statistique Canada (WT66), afin de mieux représenter la population nationale sous-jacente[27]

utilisant à la fois le groupe témoin initial et le groupe témoin après ajustement pour la prévalence.

Résultats

Utilisation d'une HTS chez les témoins et la population source

La prévalence de l'utilisation d'une HTS par groupe d'âge chez les témoins de l'étude cas/témoins et chez les femmes de la population albertaine sont présentées au tableau 1. En établissant des comparaisons entre toutes les femmes, ménopausées ou non, on a pu constater que les estimations des deux sources de données concordaient quant à l'utilisation d'une HTS chez les femmes de moins de 55 ans. Nous avons donc présumé que la prévalence de l'utilisation d'une HTS dans le sous-groupe de femmes en postménopause était également similaire. Cependant, comparativement aux résultats de l'enquête en population de l'Alberta, des proportions supérieures de femmes témoins de 55 ans et plus en postménopause avaient recours à l'HTS. Nous avons donc procédé à un échantillonnage aléatoire des utilisatrices d'une HTS (au cours de l'année précédant l'année index) à partir des catégories de femmes âgées de 55 ans et plus (par tranche de cinq ans), afin d'assurer une meilleure concordance avec les proportions d'utilisation d'une HTS de la population source. L'échantillonnage terminé, il ne restait plus que 139 femmes en postménopause sur l'échantillon initial de 247 femmes (tableau 1).

Type de formulation de l'HTS

Les tableaux 2 (données issues du groupe témoin initial) et 3 (données issues du nouvel échantillon de femmes témoins exposées à une HTS) présentent les résultats ayant trait aux associations entre les différents types d'HTS avec ou sans progestatif. Avant l'ajustement pour tenir compte de la prévalence de l'utilisation d'une HTS, les RC ajustés multivariés pour l'utilisation d'une HTS simple et d'une HTS combinée, à n'importe quel moment antérieur aux dates de référence, étaient de 0,76 (IC à 95 % : 0,53 à 1,10) et de 0,94 (IC à 95 % : 0,64 à 1,38), respectivement. Les RC ajustés multivariés chez les utilisatrices actuelles et récentes d'une HTS simple et d'une HTS combinée étaient de 0,73 (IC à 95 % : 0,45 à 1,20) et de 0,97 (IC à 95 % : 0,65 à 1,44), respectivement (tableau 2). Après le rééchantillonnage, on a observé une augmentation des RC au-dessus de un pour les associations avec tous les types d'HTS, sauf dans le cas de l'utilisation, à un moment quelconque, d'une HTS simple (RC ajusté multivarié = 0,94 [IC 95 % : 0,75 à 1,37]). Chez les femmes ayant déjà utilisé une HTS combinée à un moment quelconque et chez les utilisatrices actuelles et récentes d'une HTS combinée (tableau 3), on a constaté des augmentations significatives du risque de cancer du sein (RC ajusté multivarié = 1,57 [IC À 95 % : 1,02 à 2,40] et RC = 1,77 [IC à 95 % : 1,13 à 2,78]), respectivement. Les RC étaient également plus élevés tant pour l'utilisation séquentielle que pour l'utilisation continue de progestatif, mais seule l'utilisation séquentielle a été associée à une augmentation statistiquement significative (RC = 2,0 [IC à 95 % : 1,08 à 3,69]).

TABLEAU 2
Rapports de cotes ajustés selon l'âge et rapports de cotes ajustés multivariés, obtenus avant le rééchantillonnage des témoins, pour la formulation d'HTS et l'incidence du cancer du sein

HTS	Cas N=662	Témoins N=665	Ajustés selon l'âge		Ajustés multivariés*	
			Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %
Type de formulation						
Aucune HTS	353	302	1,00		1,00	
HTS simple	211	252	0,72	0,57–0,92	0,76	0,53–1,10
HTS combinée	98	101	0,86	0,62–1,19	0,94	0,64–1,38
HTS combinée (adm. séquentielle)	49	52	0,85	0,55–1,31	1,03	0,61–1,74
HTS combinée (adm. continue)	49	45	0,97	0,63–1,51	0,99	0,59–1,66
Type de formulation chez les utilisatrices actuelles et récentes						
Aucune HTS	353	302	1,00		1,00	
HTS simple	138	166	0,73	0,55–0,96	0,73	0,45–1,20
HTS combinée	92	95	0,86	0,62–1,21	0,97	0,65–1,44

* Rapports de cotes ajustés pour tenir compte de plusieurs variables, soit l'âge actuel, les antécédents familiaux (parents au premier degré) de cancer du sein, le gain de poids depuis l'âge de 20 ans (en quartiles), l'âge au moment de la ménopause (en quartiles), le type de ménopause (naturelle ou chirurgicale), le niveau d'instruction (collégial et moins par rapport à universitaire et plus) et l'APTV (MET-heures/semaines/années en quartiles). En tout, 176 cas et 179 témoins ont été exclus en raison de données manquantes pour une ou plusieurs covariables.

HTS simple : hormonothérapie substitutive par œstrogènes seuls

HTS combinée : hormonothérapie substitutive combinant œstrogènes et progestatif, à administration continue (quotidienne) ou séquentielle (≤14 jours)

Analyse

De faibles taux de participation chez les cas ou les témoins constituent l'un des facteurs les plus courants et les plus susceptibles de compromettre la validité des études cas/témoins[49,50]. En présence de faibles taux de participation, la probabilité que soient recrutés des sujets qui sont différents de ceux de la population source peut augmenter et accroître ainsi le risque d'introduire un biais de sélection. Dans la présente étude, nous avons comparé la prévalence selon l'âge de l'utilisation d'une HTS chez les témoins d'une étude cas/témoins aux données de la composante albertaine de l'ENSP, afin de déterminer s'il existait réellement un écart dans le taux de participation. Nous décrivons une approche méthodologique visant à effectuer un ajustement pour tenir compte de la présence d'un écart dans les taux de participation entre les utilisatrices et les non-utilisatrices d'une HTS. L'augmentation ultérieure et même le changement de la direction des RC que nous avons observés au cours de notre étude à la suite du rééchantillonnage étaient prévisibles, puisque ce rééchantillonnage a eu pour effet de réduire la proportion de femmes témoins utilisant une HTS, en comparaison de la proportion observée chez les femmes de l'Alberta. Néanmoins, nous avons également réexaminé l'association entre le risque de cancer du sein et l'activité physique, soit la principale exposition examinée dans l'étude cas/témoins originale[40]. L'activité physique est demeurée un facteur de protection contre le cancer du sein, résultat qui concordait avec celui de l'analyse originale. Ces résultats indiquent donc que le sous-groupe de témoins ayant fait l'objet d'un rééchantillonnage ne différait pas de celui des témoins de l'étude originale pour toutes les variables mesurées et que le problème soulevé ici concerne uniquement les analyses portant sur l'HTS.

La mesure dans laquelle nous avons réussi à réduire le biais de sélection associé au taux de participation et à l'utilisation d'une HTS chez les témoins dépend de la validité des hypothèses que nous avons formulées au sujet des taux de participation. Étant donné que les taux de participation pour les cas et les témoins s'élevaient à 78,3 % et à 56,5 %, respectivement, nous avons présumé que le biais de sélection, si tant est qu'il existe, était moins marqué chez les cas que chez les témoins. En outre, même si les cas étaient informés du sujet de recherche au moment du recrutement, le fait qu'une femme ait ou n'ait pas utilisé une HTS ne l'aurait probablement pas incitée à participer, puisque l'étude portait principalement sur l'activité physique et non sur l'HTS. En revanche, chez les femmes en bonne santé, les utilisatrices d'une HTS auraient peut-être été plus enclines à participer, indépendamment du sujet de la recherche, puisqu'elles sont, selon certaines études, plus soucieuses de leur santé, plus instruites et plus favorisées sur le plan socio-économique[32,33]. Ces caractéristiques seraient également liées au désir de participer à une recherche[49,51]. En effet, au moins une étude de cohorte de grande envergure signale qu'on observe à l'étape du recrutement un taux de participation plus élevé chez les utilisatrices d'une HTS que chez les non-utilisatrices[33].

Dans le cadre d'une étude cas/témoins multicentrique en population visant à examiner l'effet de l'HTS simple et de l'HTS combinée sur le risque de cancer du sein, Newcomb et ses collaborateurs[4] ont signalé des taux de participation élevés, tant chez les cas que chez les témoins (83 % et 78 %,

TABLEAU 3

Rapports de cotes ajustés selon l'âge et rapports de cotes ajustés multivariés, obtenus après le rééchantillonnage des témoins, pour la formulation d'une HTS et l'incidence du cancer du sein

			Ajustés selon l'âge		Ajustés multivariés*	
HTS	Cas N=662	Témoins N=665	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance à 95 %
Type de formulation						
Aucune HTS	353	302	1,00		1,00	
HTS simple	211	186	0,99	0,77–1,27	0,94	0,65–1,37
HTS combinée	98	66	1,39	0,97–1,99	1,57	1,02–2,40
HTS combinée (adm. séquentielle)	49	29	1,64	0,99–2,72	2,00	1,08–3,69
HTS combinée (adm. continue)	49	34	1,36	0,85–2,20	1,51	0,86–2,64
Type de formulation chez les utilisatrices actuelles et récentes						
Aucune HTS	353	302	1,00		1,00	
HTS simple	138	100	1,31	0,96–1,79	1,28	0,75–2,19
HTS combinée	92	60	1,53	1,05–2,23	1,77	1,13–2,78

* Rapports de cotes ajustés pour tenir compte de plusieurs variables, soit l'âge actuel, les antécédents familiaux (parents au premier degré) de cancer du sein, le gain de poids depuis l'âge de 20 ans (en quartiles), l'âge au moment de la ménopause (en quartiles), le type de ménopause (naturelle ou chirurgicale), le niveau d'instruction (collégial et inférieur par rapport à universitaire et supérieur) et l'APTV ((MET-heures/semaines/années en quartiles). En tout, 176 cas et 136 témoins ont été exclus en raison de données manquantes pour une ou plusieurs covariables.

HTS simple : hormonothérapie substitutive par œstrogènes seuls

HTS combinée : hormonothérapie substitutive combinant œstrogènes et progestatif, à administration continue (quotidienne) ou séquentielle (# 14 jours)

respectivement), ainsi que des augmentations statistiquement significatives du risque de cancer du sein associé à l'utilisation des deux types de traitement hormonal. Cependant, dans les trois centres de recrutement, les taux de participation fluctuaient davantage chez les témoins que chez les cas (Wisconsin, 84 %; Massachusetts, 70 % et New-Hampshire, 69 %). Il en allait de même des risques relatifs, lesquels s'établissaient à 1,40 (IC à 95 % : 1,20 à 1,64) au Wisconsin et à 1,09 (IC à 95 % : 0,86 à 1,38) au Massachusetts. Bien que les auteurs aient émis l'hypothèse que les femmes témoins du Massachusetts étaient peut-être plus nombreuses à utiliser des hormones, ils ne disposaient d'aucune donnée externe à l'appui de cette hypothèse.

Dans le cadre d'une étude cas/témoins visant à examiner le lien entre l'utilisation d'une HTS et le cancer du sein, Moorman et ses collaborateurs[52] ont conclu que les femmes ayant répondu à toutes les questions d'une entrevue en tête-à-tête étaient plus nombreuses à avoir utilisé une HTS que celles n'ayant pas terminé les entrevues téléphoniques[53]. Même si l'écart de prévalence observé dans l'utilisation d'une HTS était plus marqué chez les témoins, une tendance similaire a été observée chez les cas. Les caractéristiques des femmes ayant refusé de participer de quelque façon que ce soit à l'enquête de Moorman et ses collaborateurs n'étaient pas disponibles.

Nous ne disposons d'aucun moyen de déterminer si les cas ayant participé à notre étude étaient ou non plus nombreux à avoir utilisé une HTS que ceux n'y ayant pas participé. Nous soupçonnons toutefois que les femmes atteintes d'un cancer du sein constituent, de façon générale, une cohorte motivée, désireuse de participer à des études, sans égard à l'exposition antérieure à une HTS[49]. Il serait utile pour guider la conception des études à venir de comprendre la nature des facteurs qui incitent les cas et les témoins à participer à des études cas/témoins.

La présente analyse de sensibilité est limitée par le manque de données descriptives détaillées, tant en ce qui concerne les profils d'utilisation d'une HTS dans la population en général, que la présence de différences dans la conception de l'étude cas/témoins et de l'ENSP. Quelques femmes témoins ont dû être exclues de notre étude (2,5 %), soit parce qu'elles ne parlaient pas l'anglais, soit parce qu'elles avaient reçu un diagnostic de cancer autre que celui de cancer de la peau avec mélanome bénin. Ces femmes auraient pu participer à l'ENSP. Cependant, seulement 4 % des femmes de 50 ans et plus ayant participé à l'ENSP avaient reçu un diagnostic de cancer, y compris de cancer de la peau avec mélanome bénin. Contrairement aux méthodes de l'ENSP, nous n'avons pas estimé que les femmes n'ayant utilisé que des crèmes vaginales à base d'œstrogènes ou des anneaux intravaginaux libérant des œstrogènes avaient été exposées à une HTS. Nous avons également exclu les femmes ayant utilisé une HTS pendant moins de 2 mois. Toutefois, si ces dernières exclusions des catégories exposées avaient eu un impact quelconque, celui-ci se serait manifesté par une sous-estimation de l'ampleur de l'écart entre les proportions d'utilisation d'une HTS dans les deux études.

Mises à part les données de l'ENSP, seules deux autres études canadiennes sur l'utilisation d'une HTS ont été publiées. Elles portent sur les provinces de la Saskatchewan[54] et du Manitoba[55] et ne traitent que de la prévalence de l'utilisation d'une HTS. Les utilisatrices d'une HTS simple et d'une HTS combinée, de même que les femmes qui ont déjà pris des hormones ou en prennent depuis longtemps, peuvent avoir des raisons différentes de vouloir participer à des projets de recherche. Il est donc possible qu'elles soient surreprésentées ou sous-représentées dans les populations faisant l'objet d'une étude. Des données statistiques descriptives détaillées sur la population permettraient de déterminer dans quelle mesure les populations de l'étude présentent des profils d'exposition similaires à ceux de la population source.

Dans le cadre d'essais comparatifs randomisés, il est impossible d'examiner tous les aspects des risques et des avantages associés à l'utilisation d'une HTS. C'est pourquoi l'on continue de compter dans une large mesure sur des études observationnelles[56,57]. Il est donc essentiel de déterminer et de mettre au point des méthodes qui permettent d'évaluer et (idéalement) de quantifier les biais susceptibles de faire obstacle à la recherche observationnelle. Dans le domaine de la recherche épidémiologique, nous suggérons une démarche qui intègre des données statistiques descriptives en population sur l'utilisation d'une HTS.

Remerciements

La présente étude à été financée grâce à des subventions accordées par l'Initiative canadienne pour le dépistage du cancer du sein (numéro de subvention : 6442) et par l'Alberta Cancer Board Research Initiative Program (RI-107). La D[re] Ilona Csizmadi a reçu une bourse postdoctorale de l'Alberta Cancer Foundation et des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC). La D[re] C.M. Friedenreich a reçu une bourse de chercheur du Programme national de recherche et de développement en matière de santé (PNRDS) de Santé Canada, et une bourse de nouveau chercheur des IRSC. L'Alberta Heritage Foundation for Medical Research lui a également décerné une bourse de chercheur en santé. La D[re] K.S. Courney a reçu une bourse de chercheur des IRSC. Les programmes de recherche des D[res] Friedenreich et Courney ont bénéficié de l'appui de l'Institut national du cancer du Canada (INCC) et de fonds octroyés par la Société canadienne du cancer (SCC), par l'entremise du Réseau de recherche socio-comportementale sur le cancer, une initiative de la SCC et de l'INCC. Les auteures tiennent à remercier Kathleen Douglas England, qui a assuré la coordination de l'étude, Zeva Mah, Laura Godard, Mila Belic et Doreen Mandziuk pour l'aide apportée dans le cadre du projet de recherche, Valerie Hudson pour le nettoyage des données, Xuechao Chen, responsable de l'analyse des données, de même que Lisa Alexander, Selena Chow, Pearl Cooke, Shelley Cooper, Linda Davison, Marilyn Dickson, Carrie Lavis, Doreen Mandziuk, Hijin Park, Jodi Parrotta et Nicole Slot, qui ont mené les entrevues avec les participantes de l'étude. En outre, les auteures aimeraient remercier la D[re] Penny Brasher pour l'aide apportée concernant les méthodes statistiques, de même que Gwynne Rees, qui a fourni les données relatives à l'HTS issues de l'Enquête nationale sur la santé de la population.

Références

1. Writing Group for the Women's Health Initiative Investigators. Risks and benefits of estrogen plus progestin in healthy postmeenopausal women: principal results from the Women's Health Initiative randomized controlled trial. JAMA 2002;288:321–333.
2. Hulley S, Furberg C, Barrett-Connor E et al. Noncardiovascular disease outcomes during 6.8 years of hormone therapy: Heart and Estrogen/progestin Replacement Study follow-up (HERS II). JAMA 2002;288:58–66.
3. Anderson GL, Limacher M, Assaf AR et al. Effects of conjugated equine estrogen in postmenopausal women with hysterectomy: the Women's Health Initiative randomized controlled trial. JAMA 2004;291:1701–1712.
4. Newcomb PA, Titus-Ernstoff L, Egan KM et al. Postmenopausal estrogen and progestin use in relation to breast cancer risk. Cancer Epidemiol Biomark Prev 2002;11:593–600.
5. Porch JV, Lee I-M, Cook NR et al. Estrogen-progestin replacement therapy and breast cancer risk: the Women's Health Study (United States). Cancer Causes Control 2002;13:847–854.
6. Chen CL, Weiss NS, Newcomb P et al. Hormone replacement therapy in relation to breast cancer. JAMA 2002;287:734–741.
7. Ross RK, Paganini-Hill A, Wan PC et al. Effect of hormone replacement therapy on breast cancer risk: estrogen versus estrogen plus progestin. J Natl Cancer Inst 2000; 92:328–332.
8. Schairer C, Lubin J, Troisi R et al. Menopausal estrogen and estrogen-progestin replacement therapy and breast cancer risk. JAMA 2000;283:485–491.
9. Persson I, Weiderpass E, Bergkvist L et al. Risks of breast and endometrial cancer after estrogen and estrogen-progestin replacement. Cancer Causes Control 1999;10: 253–260.
10. Collaborative Group on Hormone Factors in Breast Cancer. Breast cancer and hormone replacement therapy: collaborative reanalysis of data from 51 epidemiological studies of 52 705 women with breast cancer and 108 411 women without breast cancer. Lancet 1997;350:1047–1059.
11. Kirsh V, Kreiger N. Estrogen and estrogen-progestin replacement therapy and risk of postmenopausal breast cancer in Canada. Cancer Causes Control 2002;13:583–590.
12. Moorman PG, Kuwabara H, Millikan RC et al. Menopausal hormones and breast cancer in a biracial population. Am J Public Health 2000;90:966–971.
13. Brinton LA, Brogan DR, Coates RJ et al. Breast cancer risk among women under 55 years of age by joint effects of usage of oral contraceptives and hormone replacement therapy. Menopause 1998;5:145–151.
14. Stanford JL, Weiss NS, Voigt LF et al. Combined estrogen and progestin hormone replacement therapy in relation to risk of breast cancer in middle-aged women. JAMA 1995;274:137–142.
15. Newcomb PA, Longnecker MP, Storer BE et al. Long-term hormone replacement therapy and risk of breast cancer in postmenopausal women. Am J Epidemiol 1995;142:788–795.
16. Ross RK, Paganini-Hill A, Wan PC et al. Effect of hormone replacement therapy on breast cancer risk: estrogen versus estrogen plus progestin. J Natl Cancer Inst 2000; 92:328–332.
17. Chen CL, Weiss NS, Newcomb P et al. Hormone replacement therapy in relation to breast cancer. JAMA 2002;287:734–741.
18. Schairer C, Lubin J, Troisi R et al. Estrogen-progestin replacement and risk of breast cancer. JAMA 2000;284:691–694.
19. Magnusson C, Baron JA, Correia N et al. Breast-cancer risk following long-term oestrogen- and oestrogen-progestin-replacement therapy. Int J Cancer 1999;81:339–344.
20. Colditz GA, Hankinson SE, Hunter DJ et al. The use of estrogens and progestins and the risk of breast cancer in postmenopausal women. N Engl J Med 1995;332:1589–1593.
21. Risch HA, Howe GR. Menopausal hormone usage and breast cancer in Saskatchewan: A record-linkage cohort study. Am J Epidemiol 1994;139:670–683.
22. Schairer C, Byrne C, Keyl PM et al. Menopausal estrogen and estrogen-progestin replacement therapy and risk of breast cancer (United States). Cancer Causes Control 1994;5:491–500.
23. Barrett-Connor E. Postmenopausal estrogen and prevention bias. Ann Intern Med 1991; 115:455–456.
24. Posthuma WFM, Westendorp RG, Vandenbroucke JP. Cardioprotective effect of hormone replacement therapy in postmenopausal women: is the evidence biased? BMJ 1994;308:1268–1269.
25. Sturgeon SR, Schairer C, Brinton LA et al. Evidence of a healthy estrogen user survivor effect. Epidemiology 1995;6:227–231.
26. Grodstein F. Invited commentary: can selection bias explain the cardiovascular benefits of estrogen replacement therapy? Am J Epidemiol 1996;143:979–982.
27. Matthews KA, Kuller LH, Wing RR et al. Prior to use of estrogen replacement therapy, are users healthier than nonusers? Am J Epidemiol 1996;143:971–978.
28. Petitti DB. Hormone replacement therapy for prevention: more evidence, more pessimism. JAMA 2002;288:99–101.
29. Grodstein F, Clarkson TB, Manson JE. Understanding the divergent data on postmenopausal hormone therapy. N Engl J Med 2003;348:645–650.
30. Col NF, Pauker SG. The discrepancy between observational studies and randomized trials of menopausal hrmone therapy: Did expectations shape experience? Ann Intern Med 2003;139:923–929.
31. Garbe E, Levesque L, Suissa S. Variability of breast cancer risk in observational studies of hormone replacement therapy: a meta-regression analysis. Maturitas 2004;47: 175–183.
32. Barrett-Connor E, Grady D. Hormone replacement therapy, heart disease, and other considerations. Annu Rev Public Health 1998;19:55–72.
33. Lancaster T, Surman G, Lawrence M et al. Hormone replacement therapy: characteristics of users and non-users in a British general practice cohort identified through computerised prescribing records. J Epidemiolo Community Health 1995;49: 389–394.
34. Sturgeon SR, Schairer C, Brinton LA et al. Evidence of a healthy estrogen user survivor effect. Epidemiology 1995;6:227–231.
35. Matthews KA, Kuller LH, Wing RR et al. Prior to use of estrogen replacement therapy, are users healthier than nonusers? Am J Epidemiol 1996;143:971–978.
36. Cauley JA, Cummings SR, Black DM et al. Prevalence and determinants of estrogen replacement therapy in elderly women. Am J Obstet Gynecol 1990;163:1438–1444.
37. Barrett-Connor E. Postmenopausal estrogen and the risk of breast cancer. Ann Epidemiol 1994;4:177–180.

38. Rothman KJ, Greenland S. Precision and validity in epidemiologic studies. In: Rothman KJ, Greenland S, eds. Modern Epidemiology.1998; Philidelphia: Lippincott-Raven Publishers.

39. Csizmadi I, Collet JP, Boivin JF. Bias and confounding in pharmacoepidemiolgy. In: Strom BL, ed. Pharmacoepidemiology 2005; Toronto: John Wiley & Sons Ltd.

40. Friedenreich CM, Bryant HE, Courneya KS. Case-control study of lifetime physical activity and breast cancer risk. Am J Epidemiol 2001;154:336–347.

41. Friedenreich CM, Courneya KS, Bryant HE. The lifetime total physical activity questionnaire: development and reliability. Med Sci Sports Exerc 1998;30:266–274.

42. Block G, Hartman AM, Dresser CM et al. A data-based approach to diet questionnaire design and testing. Am J Epidemiol 1986; 124:453–469.

43. Getting estrogen through the skin Harv Womens Health Watch 1998;6:2–3.

44. Ayton RA, Darling GM, Murkies AL et al. A comparative study of safety and efficacy of continuous low dose oestradiol released from a vaginal ring compared with conjugated equine oestrogen vaginal cream in the treatment of postmenopausal urogenital atrophy. Br J Obstet Gynaecol 1996;103: 351–358.

45. Santen RJ, Pinkerton JV, Conaway M et al. Treatment of urogenital atrophy with low-dose estradiol: preliminary results. Menopause 2002;9:179–187.

46. Tambay J, Catlin G. Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population. Rapports sur la santé,1995, vol. 7, p. 29–38.

47. Beaudet MP, Walop W, Le Petit C. Caractéristiques des femmes utilisant l'hormonothérapie substitutive. Rapports sur la santé, 997, vol. 9, p. 9–18.

48. Gold EB. Demographics, environmental influences, and ethnic and international differences in the menopausal experience. In: Lobo RA, Kelsey J, Marcus R, eds. Menopause: Biology and Pathobiology 2000; New York: Academic Press.

49. Austin H, Hill HA, Flanders D et al. Limitation in the application of case-control methodology. Epidemiol Rev 1994;16:65–76.

50. Hartge P. Raising response rates: Getting to Yes. Epidemiology 1999;10:105–107.

51. Olson SH, Kelsey J, Pearson TA et al. Evaluation of random digit dialing as a method of control selection in case-control studies. Am J Epidemiol 1992;135:210–222.

52. Moorman PG, Kuwabara H, Millikan RC et al. Menopausal hormones and breast cancer in a biracial population. Am J Public Health 2000;90:966–971.

53. Moorman PG, Newman B, Millikan RC et al. Participation rates in a caase-control study: the impact of age, race, and race of interviewer. Ann Epidemiol 1999;9:188–195.

54. Csizmadi I, Benedetti.A, Boivin JF et al. Use of postmenopausal estrogen replacement therapy in Saskatchewan from 1981 to 1997. CMAJ 2002;166:187–188.

55. Pavletic PA, Metge CJ. Utilization patterns of hormone replacement therapy in Manitoba women. Mature Medicine Canada 1999; 163–165.

56. Stampfer M. Observational epidemiology is the preferred means of evaluating effects of behavioral and lifestyle modification. Controlled Clinical Trials 1997;18:494–499.

57. McDonough PG. The randomized world is not without its imperfections: reflections on the Women's Health Initiative Study. Fertil Steril 2002;78:951–956.

Comparaison de mesures du statut socioéconomique des adolescents dans une enquête nationale sur la santé de la population canadienne

Beth K Potter, Kathy N Speechley, Iris A Gutmanis, M Karen Campbell, John J Koval et Douglas Manuel

Résumé

La présente étude avait pour objet d'examiner et de comparer des mesures du statut socioéconomique (SSE) dans un échantillon national d'adolescents canadiens. Des questions relatives aux données manquantes et aux relations réciproques entre les mesures y ont été analysées. Les mesures du SSE étudiées étaient le revenu du ménage, le niveau d'instruction des parents, deux mesures relatives aux professions des parents et quatre indicateurs indirects fondés sur le voisinage. C'est au sujet du revenu du ménage qu'on enregistre la plus forte proportion (21,1 %) de données manquantes. Ces données ne manquaient pas au hasard, car les adolescents pour lesquels on ne disposait pas d'information sur le revenu du ménage étaient moins susceptibles que les autres de résider dans un voisinage à revenus élevés. Les corrélations de paires de Spearman étaient de 0,40 à 0,79 entre les mesures du SSE fondées sur le voisinage, de 0,12 à 0,37 entre les indicateurs ménage/parents et les indicateurs voisinage, et de 0,36 à 0,87 entre les mesures ménage/parents. C'est chez les adolescents ruraux que les corrélations étaient les plus faibles, en particulier pour ce qui concerne les mesures du SSE fondées sur le voisinage. Les résultats de l'étude révèlent des problèmes de mesure aussi bien que de conceptualisation que devront résoudre les chercheurs souhaitant se faire une idée plus précise des relations entre le SSE et la santé des adolescents. En particulier, ces résultats font ressortir l'importance de mettre en oeuvre une multiplicité de mesures du SSE et la nécessité d'étudier plus la signification de la position socioéconomique pour cette population.

Mots-clés : *adolescence, classe sociale, corrélation, facteurs socioéconomiques, qualité des données*

Introduction

La nécessité de continuer à étudier les associations entre le statut socioéconomique (SSE) et les états de santé est communément admise[1–5]. Cependant, la poursuite de cette étude exige qu'on puisse disposer de mesures valables et fiables du SSE. Les mesures traditionnelles du SSE utilisées dans les recherches sociales et sur la santé (la profession, le niveau d'instruction et le revenu) peuvent être rapportées à deux dimensions sous-jacentes, soit d'une part le prestige ou la position sociale, et d'autre part la classe sociale ou les ressources économiques[6,7]. Or, les mesures du SSE peuvent représenter respectivement de diverses manières ces aspects de la position socioéconomique[8].

La conceptualisation et la mesure du SSE des adolescents posent des problèmes particuliers. Par exemple, on ne sait pas avec certitude lesquels des aspects sous-jacents de la position socioéconomique sont les plus importants dans ce groupe d'âge, pas plus qu'on n'a une idée précise de la façon dont ces aspects sont représentés différemment selon les mesures du SSE qu'on applique[9]. S'il est vrai que les études s'appuient souvent sur des indicateurs du SSE fondés sur le ménage ou la situation des parents (tels que le revenu du ménage, le niveau d'instruction des parents ou leur situation professionnelle), on s'interroge sur la validité de la mesure du SSE des parents à partir des réponses des adolescents et sur la proportion potentiellement élevée de données manquantes[10–14]. Parmi les autres indicateurs possibles, mentionnons les mesures du SSE au niveau individuel (par exemple la privation matérielle ou les évaluations subjectives du SSE)[10,11,13,15,16] et les mesures du SSE au niveau du voisinage ou de la petite région géographique, établies soit comme mesures indirectes du SSE individuel, soit aux fins de l'examen des effets contextuels[8].

Pour résoudre les divers problèmes de conceptualisation et de mesure que pose l'étude des relations entre le SSE et les états de santé, plusieurs auteurs ont recommandé la prise en compte d'indicateurs multiples du SSE[6,7,17,18]. On manque d'études comparant les mesures du SSE des adolescents. En examinant en quoi les questions de qualité des données influent respectivement sur les indicateurs du SSE des adolescents, on pourrait aider les chercheurs à faire des choix plus éclairés parmi ces indicateurs. La compréhension des relations réciproques entre les mesures est également importante pour l'interprétation des résultats des recherches.

Coordonnées des auteurs

Beth K Potter, Département d'épidémiologie et de médecine communautaire, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario) Canada
Kathy N Speechley, Iris A Gutmanis, M Karen Campbell, John J Koval, Département d'épidémiologie et de biostatistiques, Université Western Ontario, London (Ontario) Canada
Douglas Manuel, Département des Sciences de la santé publique, Université de Toronto, Toronto (Ontario) Canada
Correspondance : Beth K Potter, Département d'épidémiologie et de médecine communautaire, Université d'Ottawa, 451, chemin Smyth, Ottawa (Ontario) Canada K1H 8M5; télécopieur : (613) 562-5465; courriel : bpotter@uottawa.ca

L'objet d'ensemble de la présente étude consistait à examiner et à comparer diverses mesures disponibles du SSE des adolescents à partir des données d'une enquête nationale sur la santé de la population canadienne, afin de faire ressortir les questions importantes de mesure et de conceptualisation qui exigent l'attention des chercheurs souhaitant examiner les relations entre le SSE et la santé chez les adolescents. Cet objet se subdivisait en deux objectifs plus étroitement définis : premièrement, nous voulions rendre compte de la quantité de données manquantes pour chacun des indicateurs du SSE et étudier l'effet potentiel de ces lacunes statistiques en examinant les caractéristiques des adolescents pour lesquels les données manquaient; deuxièmement, il s'agissait d'établir, en examinant leurs relations réciproques, jusqu'à quel point des mesures différentes du SSE des adolescents concernaient des aspects semblables de la position socioéconomique.

Les méthodes

L'échantillon et la source des données

L'échantillon de l'étude réunissait des adolescents canadiens de 12 à 19 ans ayant participé à l'enquête transversale de 1996–1997 (deuxième cycle) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) [N = 6 967][19]. On avait établi pour l'ENSP de 1996–1997 un échantillon de membres de ménage dans chacune des provinces canadiennes, selon un plan d'échantillonnage complexe[19]. Cette enquête comprenait trois volets principaux : la collecte de données sur les ménages, de données générales et d'informations sur la santé. On a recueilli des renseignements sur les ménages (tels que le revenu du ménage et le type d'habitation) pour chacun des ménages de l'échantillon de l'ENSP, et l'on a intégré ces informations dans le fichier des données générales aussi bien que dans celui des données sur la santé. Le volet des données générales comprenait la collecte de renseignements démographiques de base et de renseignements limités sur la santé pour chaque membre de certains ménages. Le volet santé comportait la collecte de données détaillées sur la santé d'un membre particulier du ménage.

Un membre de chaque ménage fournissait les renseignements sur celui-ci. Pour ce qui concerne le volet des données générales, il arrivait parfois que chacun des membres du ménage était interviewé individuellement, mais le plus souvent, un seul membre du ménage (qui n'était pas nécessairement celui qu'on avait choisi pour le volet santé) fournissait tous les renseignements généraux au nom de l'ensemble du ménage[19]. Les intervieweurs avaient pour consigne de recueillir ces renseignements auprès d'un membre du ménage possédant les connaissances nécessaires[20]. Dans le volet santé, les intervieweurs essayaient d'obtenir les informations directement de l'individu sélectionné[20].

Les adolescents de l'échantillon constitué pour la présente étude sont ceux qui ont été sélectionnés pour le volet santé de l'ENSP. Les renseignements sur les autres membres des ménages de ces adolescents étaient disponibles dans le fichier des données générales, et les informations relatives aux ménages se trouvaient dans l'un ou l'autre des fichiers. Nous avons exclu 68 adolescents en tout de l'échantillon total, en raison de l'impossibilité de relier leurs réponses aux données du recensement totalisées à l'échelle des petites régions géographiques, de sorte que les analyses que nous présentons ici portent sur 6 899 enquêtés. Les données du volet santé ont été fournies par des enquêtés substituts dans le cas d'une mince fraction (238 ou 3,5 %) des 6 899 adolescents de notre échantillon. Les données ont été recueillies par entrevue téléphonique pour 6 849 adolescents (99,3 % de notre échantillon), et par entrevue en personne pour le reste.

Les mesures du SSE

Les données sur le revenu total (de toutes sources) du ménage ont été recueillies suivant une échelle de 11 catégories, de l'absence complète de revenu jusqu'à 80 000 $ ou plus par an. Ces renseignements ont servi à créer une variable du revenu du ménage à cinq catégories; celles-ci étaient fondées sur des multiples approximatifs des seuils de faible revenu et ont été corrigées en fonction de la taille du ménage. Par exemple, la catégorie du revenu moyen comprenait les ménages d'une ou deux personnes dont le revenu annuel s'inscrivait entre 15 000 et 29 000 $, les ménages de trois ou quatre personnes dont le revenu annuel s'établissait entre 20 000 et 39 000 $, et les ménages de cinq membres ou plus jouissant d'un revenu annuel de 30 000 à 59 000 $[19].

On a utilisé les renseignements sur le SSE du volet des données générales (instruction et participation au marché du travail) pour créer des mesures parentales du SSE applicables aux adolescents qui ont déclaré vivre au domicile parental (N = 5 723). Pour ces adolescents, la valeur la plus élevée de chaque variable SSE parmi les membres du ménage de 25 ans ou plus était considérée comme représentant le SSE des parents. Bien que l'enquête ne recueillait pas de données portant expressément sur les relations entre les membres du ménage, on sait que plus de 99 % des adolescents qui ont déclaré habiter au domicile parental faisaient partie d'un ménage qui comprenait un couple ou un seul parent vivant avec des enfants de moins de 25 ans, et personne d'autre. Cela donne à penser que les valeurs SSE applicables aux adultes de 25 ans ou plus de ces ménages peuvent raisonnablement être supposées représenter le SSE parental. Le choix de la valeur la plus élevée chez les adultes du ménage est conforme à d'autres études récentes où l'on a adopté cette approche plutôt que de retenir seulement le SSE du père ou de la mère[21–23].

On a mesuré le niveau d'instruction des parents selon cinq catégories établies d'après les diplômes et certificats (plutôt que d'après le nombre d'années de scolarité), qui vont d'un niveau inférieur au certificat d'études secondaires jusqu'au diplôme universitaire. Les variables représentant le prestige professionnel des parents et un indice du SSE parental étaient fondées sur les données relatives à la profession. Ces deux mesures du SSE ont été prises en compte pour les adolescents faisant partie d'un ménage dont un membre de 25 ans ou plus avait exercé une activité rémunérée dans les 12 derniers mois.

On a mesuré le prestige professionnel des parents au moyen de l'échelle de prestige professionnel Pineo-Porter-McRoberts[24,25]. Cette échelle, qui comprend 16 catégories, a subi un nouveau codage, de telle sorte que, conformément aux autres variables SSE de l'étude, les cotes soient d'autant plus élevées que le prestige est grand. L'indice de SSE de Blishen, quant à lui, n'est pas seulement fondé sur le prestige, mais comprend aussi des renseignements sur les niveaux d'instruction et de revenu associés à une profession déterminée[26]. Les cotes de l'indice de Blishen peuvent s'inscrire entre 17,81 et 101,74 et sont d'autant plus élevées que l'est le SSE.

On a créé quatre indicateurs indirects du SSE fondés sur le voisinage en reliant les codes postaux des adolescents aux secteurs de dénombrement (SD) du recensement de 1996[27], à l'aide du Fichier de conversion des codes postaux (programme PCCF+)[28]. Premièrement, on a établi, en se fondant sur les données à grande diffusion du recensement, une variable représentant le revenu moyen de l'ensemble des ménages privés d'un SD déterminé. On a ensuite créé une deuxième variable relative aux revenus du voisinage répartissant en quintiles les données sur les revenus des ménages du SD, corrigées en fonction de la taille du ménage et du secteur géographique[28]. Comme les données sur les revenus moyens avaient été supprimées pour certains SD du fait de l'insuffisance de la population, on a imputé des réponses en s'appuyant sur les SD adjacents pour réduire l'incidence de ces lacunes sur la variable des quintiles de revenus[28]. On a utilisé des renseignements sur le niveau d'instruction (établis à partir des données à grande diffusion du recensement) pour créer une variable représentant, pour chaque SD, la proportion estimée des membres de la population de 15 ans ou plus qui avaient achevé des études secondaires. On a aussi créé, à partir de renseignements sur la participation au marché du travail (provenant également des données à grande diffusion du recensement), une quatrième variable du SSE du voisinage, qui représente la proportion estimée de résidents actifs de 15 ans ou plus du SD ayant un emploi. On a soumis à un arrondissement aléatoire les données utilisées pour créer les variables relatives à l'instruction et à l'emploi afin de protéger la confidentialité des réponses, ce qui a entaché d'une certaine inexactitude les estimations finales[27].

TABLEAU 1
Distribution de l'échantillon selon les catégories démographiques (données pondérées†)
(données non pondérées : total N=6 899; urbains N=4 572; ruraux N=2 327)

	Total		Urbains		Ruraux	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
Ruraux	24,1	21,8 – 26,3				
Sexe masc.	51,1	49,6 – 52,5	51,9	50,1 – 53,7	48,4	44,1 – 52,7
Gr. d'âge						
12–14 ans	35,3	33,2 – 37,4	34,3	31,8 – 36,8	38,5	34,7 – 42,3
15–17 ans	39,5	37,4 – 41,5	39,9	37,3 – 42,4	38,3	34,9 – 41,6
18–19 ans	25,2	23,3 – 27,2	25,9	23,5 – 28,3	23,3	20,2 – 26,3
Region						
Est[1]	8,7	8,0 – 9,3	6,3	5,4 – 7,3	16,0	13,2 – 18,9
Québec	24,2	22,7 – 25,8	23,9	21,7 – 26,2	25,3	19,5 – 31,0
Ontario	36,5	35,5 – 37,5	40,2	38,6 – 41,7	24,8	22,1 – 27,5
Man./Sask.[2]	7,6	7,1 – 8,2	6,0	5,2 – 6,7	12,9	10,7 – 15,1
Alta./C-B[3]	23,0	21,7 – 24,3	23,7	21,9 – 25,4	21,0	16,8 – 25,3
Vivant avec						
Parent(s)[4]	83,9	82,3 – 85,4	83,3	81,4 – 85,2	85,7	82,7 – 88,6
Seul(e)[5]	3,0	2,3 – 3,7	3,2	2,4 – 4,0	*2,5	1,5 – 3,5
Autres[6]	13,1	11,6 – 14,6	13,5	11,7 – 15,4	11,8	8,9 – 14,7

1 L'Est comprend Terre-Neuve et Labrador, l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick.
2 Manitoba et Saskatchewan.
3 Alberta et Colombie-Britannique.
4 Adolescents vivant avec un parent ou les deux, avec ou sans frères ou sœurs.
5 Adolescents vivant de façon indépendante et seuls, de façon indépendante et avec d'autres, ou avec un conjoint de droit ou de fait, avec ou sans enfants.
6 Adolescents à autres conditions de logement ou n'ayant pas déclaré leurs conditions de logement.
* Proportion à interpréter avec prudence du fait de la variabilité élevée de l'échantillonnage.
† Pondérées au moyen des poids d'échantillonnage de l'ENSP.

L'analyse des données

Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide de la version 8 du SAS (SAS Institute Inc., 1999–2001). On a examiné, pour chaque mesure du SSE, la distribution de la variable et la proportion d'adolescents pour lesquels des données manquaient. Afin d'établir si les adolescents pour lesquels manquaient des données relatives au revenu du ménage étaient différents de ceux pour lesquels on disposait de données valides, on a examiné des prédicteurs de données manquantes sur le revenu du ménage au moyen de la régression logistique multiple. Plus précisément, on a estimé par régression un indicateur des données absentes de la variable du revenu du ménage sur une variable des quintiles de revenus du voisinage et sur des caractéristiques démographiques (région, groupe d'âge, résidence rurale/urbaine, conditions de logement et sexe).

On a utilisé les coefficients de corrélation des rangs de Spearman pour étudier les relations par paire des mesures du SSE. L'analyse de corrélation avait pour objet d'évaluer la solidité de l'association entre les mesures, plutôt que d'établir si elles étaient corrélées. C'est pourquoi on n'a pas eu recours à des tests de signification.

Comme nous avions prévu que les questions de mesure aussi bien que de conceptualisation touchant les indicateurs de SSE chez les adolescents pourraient ne pas être les mêmes selon la résidence urbaine ou rurale, nous avons examiné les différences possibles entre adolescents ruraux et urbains dans toutes les analyses.

TABLEAU 2
Distribution des variables socioéconomiques catégoriques et continues pour l'échantillon total (données pondérées†)
(données non pondérées : total N=6 899; urbains N=4 572; ruraux N=2 327)

a) Variables catégoriques

	Total		Urbains		Ruraux	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
Revenu du ménage[1] (N=5 189)						
Inférieur	4,3	3,3 – 5,4	4,2	3,1 – 5,3	*4,8	2,7 – 6,8
Moyen inférieur	12,5	10,6 – 14,5	12,5	10,2 – 14,9	12,6	9,1 – 16,2
Moyen	33,8	31,1 – 36,5	32,4	29,5 – 35,4	38,1	32,1 – 44,2
Moyen supérieur	35,0	32,4 – 37,6	35,3	32,4 – 38,3	33,9	28,2 – 39,7
Supérieur	14,3	12,5 – 16,2	15,5	13,4 – 17,7	*10,6	6,9 – 14,2
Quintiles de revenus du voisinage[2] (N=6 866)						
Inférieur	17,0	15,2 – 18,8	17,3	15,1 – 19,5	16,2	13,1 – 19,2
Moyen inférieur	18,6	16,6 – 20,7	18,7	16,4 – 21,0	18,5	14,6 – 22,4
Moyen	19,7	17,9 – 21,5	18,9	16,8 – 21,1	22,1	18,2 – 25,9
Moyen supérieur	21,2	19,1 – 23,3	22,2	19,9 – 24,5	18,1	14,0 – 22,1
Supérieur	23,5	20,8 – 26,1	22,9	20,1 – 25,7	25,2	19,3 – 31,2

b) Variables continues (niveau SD)

	Médiane	Pourcentiles (25e; 75e)	Médiane	Pourcentiles (25e; 75e)	Médiane	Pourcentiles (25e; 75e)
Revenu moyen voisinage[3] (N=6 615)	49	39; 63	53	41; 66	42	36; 50
Instruction voisinage[4] (N=6 889)	0,66	0,57; 0,75	0,69	0,61; 0,77	0,56	0,48; 0,64
Emploi voisinage[5] (N=6 889)	0,91	0,87; 0,95	0,92	0,88; 0,95	0,90	0,84; 0,95

SD : secteur de dénombrement

1 Catégories de revenu du ménage, compte tenu de la taille du ménage.

2 Quintiles de revenus à l'échelle du SD, corrigés en fonction de la région et de la taille du ménage.

3 Revenu moyen de ménage à l'échelle du SD, non corrigé, en milliers de dollars et arrondi.

4 Proportion estimée de résidents du SD de plus de 15 ans ayant achevé des études secondaires.

5 Proportion estimée de résidents actifs du SD de plus de 15 ans ayant un emploi.

* Proportion à interpréter avec prudence du fait de la variabilité élevée de l'échantillonnage.

† Pondérées au moyen des poids d'échantillonnage de l'ENSP.

Les lacunes statistiques étaient considérables pour certaines des mesures du SSE. Pour cette raison, et aussi parce que l'étude de la qualité des données était un des objectifs de la présente étude, nous n'avons pas limité l'échantillon aux adolescents pour lesquels nous possédions des données valides relativement à l'ensemble des variables SSE. Chaque analyse portait sur l'ensemble des observations pertinentes disponibles.

Étant donné que les concepteurs de l'ENSP avaient appliqué un plan d'échantillonnage complexe afin d'obtenir un échantillon représentatif de la population canadienne, nous avons incorporé des poids d'échantillonnage dans toutes les analyses. Nous avons corrigé les variances estimées des analyses descriptives et de régression au moyen de poids répétés suivant la méthode du bootstrap pour tenir compte de la répartition en grappes dans l'échantillon[19]. La distribution des poids d'échantillonnage de l'échantillon d'adolescents s'inscrivait dans un intervalle considérable et témoignait d'une importante asymétrie positive, en partie parce que certaines provinces gagnaient des unités d'échantillonnage supplémentaires, de sorte que les poids d'échantillonnage s'y trouvaient plus faibles, tandis que leur importance augmentait dans d'autres provinces. Il s'ensuivait que, dans l'analyse de régression logistique pondérée, les individus affectés de poids d'échantillonnage considérables pouvaient exercer une forte influence sur les coefficients de régression. Afin de réduire cette distorsion, nous avons exclu neuf observations aberrantes influentes du modèle pondéré final. Toutes les observations exclues avaient des poids d'échantillonnage dépassant le 90^{e} pourcentile pour

TABLEAU 3
Distribution des variables socioéconomiques parentales, catégoriques et continues, pour les adolescents habitant au domicile parental (données pondérées†)
(données non pondérées : total N=5 723; urbains N=3 751; ruraux N=1 972)

a) Variables catégoriques

	Total		Urbains		Ruraux	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
Instruction des parents[1] (N=5 601)						
< Secondaire	10,4	8,8 – 11,9	9,1	7,3 – 10,9	14,4	10,8 – 18,0
Secondaire	15,2	13,2 – 17,2	15,0	12,5 – 17,5	15,9	13,2 – 18,5
Ét. post-secondaires part.[2]	21,3	19,2 – 23,5	20,2	17,7 – 22,7	24,9	20,6 – 29,3
Certificat/brevet[3]	29,1	26,8 – 31,3	28,2	25,7 – 30,6	31,8	27,2 – 36,4
Diplôme univ.[4]	24,1	21,9 – 26,2	27,6	25,1 – 30,2	13,0	10,4 – 15,6
Prestige professionnel des parents[5] (N=5 021)						
Inférieur[6]	8,9	7,4 – 10,3	8,2	6,6 – 9,9	10,8	7,7 – 13,9
Moyen inférieur[7]	14,5	12,6 – 16,5	14,3	11,9 – 16,6	15,4	12,2 – 18,6
Moyen supérieur[8]	29,9	27,3 – 32,6	27,6	24,4 – 30,8	37,3	32,4 – 42,2
Supérieur[9]	46,7	44,0 – 49,4	50,0	46,9 – 53,0	36,5	31,1 – 42,0

b) Variable continue

	Médiane	Pourcentiles (25^{e}; 75^{e})	Médiane	Pourcentiles (25^{e}; 75^{e})	Médiane	Pourcentiles (25^{e}; 75^{e})
Indice Blishen des parents[10] (N=5 021)	48	38; 59	50	39; 59	43	34; 55

1 Niveau d'instruction le plus élevé parmi les membres du ménage de 25 ans ou plus.
2 Études postsecondaires partielles non sanctionnées par un diplôme ou autre titre.
3 Titre décerné par un collège technique ou général.
4 Diplôme conférant un grade universitaire.
5 Prestige professionnel le plus élevé parmi les membres du ménage de 25 ans ou plus (mesure de Pineo-Porter-McRoberts).
6 Catégories 14 à 16 : manœuvres.
7 Catégories 12 et 13 : travailleurs spécialisés.
8 Catégories 7 à 11 : agents de maîtrise et travailleurs qualifiés.
9 Catégories 1 à 6 : professions libérales, cadres moyens et supérieurs, paraprofessionnels et techniciens.
10 Cote la plus élevée de l'indice de SSE de Blishen parmi les membres du ménage de 25 ans ou plus (arrondie au nombre entier le plus rapproché).
† Pondérées au moyen des poids d'échantillonnage de l'ENSP.

l'échantillon. Aucune des observations exclues n'était influente dans l'analyse non pondérée, ce qui donne à penser que leur forte influence était à mettre au compte des poids d'échantillonnage.

Résultats

Les caractéristiques de l'échantillon et la distribution des variables

Environ 24 % des adolescents de l'échantillon étaient considérés comme habitant une zone rurale (tableau 1). Les adolescents ruraux et urbains se répartissaient semblablement selon le sexe, l'âge et les conditions de logement. Les adolescents urbains se trouvaient en proportion plus élevée en Ontario, tandis que les adolescents ruraux étaient plus susceptibles que leurs homologues urbains d'habiter dans l'Est et au Manitoba ou en Saskatchewan. Plus de 80 % des adolescents, selon les données, habitaient au domicile parental.

On trouvera les distributions des variables socioéconomiques aux tableaux 2 (échantillon total) et 3 (adolescents vivant au domicile parental). La majorité des adolescents pour lesquels nous disposions de données valides sur le revenu du ménage se rangeaient à cet égard dans les catégories de revenu moyen et moyen supérieur (tableau 2). Comme moins de 5 % des adolescents appartenaient à la catégorie de revenu inférieur des ménages, nous avons réuni cette catégorie avec la catégorie de revenu moyen inférieur aux fins des analyses ultérieures. Il y avait pour les adolescents de l'échantillon une probabilité modérément plus forte de vivre dans un voisinage à revenus élevés que pour les ménages privés de la population générale, à en juger d'après la distribution de la variable des quintiles de revenus du voisinage (tableau 2). On n'a pas constaté de grandes différences entre les populations urbaine et rurale pour ce qui concerne les quintiles de revenus du voisinage, vraisemblablement du fait des corrections apportées en fonction de la géographie dans l'établissement de cette variable[28]. Les médianes du revenu moyen du voisinage et de la proportion de la population du voisinage ayant au moins fait des études secondaires étaient cependant un peu plus élevées pour les adolescents urbains que pour les ruraux. De même, le niveau d'instruction, le prestige professionnel et l'indice de Blishen des parents avaient tendance à se révéler supérieurs chez les adolescents urbains vivant avec leurs parents que chez leurs homologues ruraux (tableau 3).

Les données manquantes

Il manquait des données pour l'une ou l'autre des variables SSE chez moins de 5 % des adolescents, à trois exceptions près. Le revenu du ménage manquait pour une proportion estimée (pondérée) de 21,1 % de l'échantillon total (intervalle de confiance de 95 %; 19,5–22,7 %). Les valeurs correspondant au prestige professionnel et à l'indice de Blishen des parents manquaient pour une proportion estimée de 12,2 % des adolescents ayant déclaré vivre au domicile parental (intervalle de confiance de 95 %; 10,4 – 14,1 %). Les données relatives au revenu du ménage ne manquaient pas entièrement au hasard chez les adolescents de l'échantillon (tableau 4). Après correction en fonction des autres prédicteurs qui font l'objet du tableau 4, on peut constater que les adolescents pour qui manquaient les données sur le revenu du ménage étaient moins susceptibles que les autres d'habiter dans un voisinage à revenus élevés et de vivre à l'extérieur de l'Ontario, qu'ils avaient tendance à être plus vieux que les autres et étaient plus susceptibles que ceux-ci d'habiter dans une région rurale (tableau 4).

Les relations entre les mesures du SSE

Pour l'échantillon total, les corrélations globales entre le revenu du ménage et les variables SSE fondées sur le voisinage s'inscrivaient entre 0,24 et 0,37 (tableau 5), la corrélation la plus faible correspondant au taux d'emploi du voisinage. Les corrélations entre les variables SSE basées sur le voisinage

TABLEAU 4
Prédicteurs des valeurs manquantes pour la variable du revenu du ménage – résultats multidimensionnels pondérés†, après exclusion des observations aberrantes influentes[1] (données non pondérées : N=6 857)

	Rendement sur les cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Quintiles de revenus du voisinage (référence : inférieur)		
Moyen inférieur	0,9	0,7 – 1,2
Moyen	0,8	0,6 – 1,1
Moyen supérieur	0,8	0,6 – 1,1
Supérieur	*0,7	0,5 – 0,9
Région/province (référence : Ontario)		
Est	***0,2	0,1 – 0,3
Québec	***0,1	0,1 – 0,2
Manitoba/Saskatchewan	***0,4	0,3 – 0,6
Alberta/Colombie-Britannique	***0,4	0,3 – 0,5
Groupe d'âge (référence : 12–14 ans)		
15–17 ans	***1,8	1,5 – 2,2
18–19 ans	***1,8	1,4 – 2,4
Résidence rurale (vs urbaine)	*1,3	1,0 – 1,6
Vivant avec parent(s) (vs autres)	1,0	0,7 – 1,3
Sexe féminin (vs masculin)	1,1	1,0 – 1,3

SD : secteur de dénombrement.
[1] Neuf observations aberrantes influentes ont été exclues.
* = p <0,05; ** = p <0,01; *** = p <0,001.
† Pondérés au moyen des poids d'échantillonnage de l'ENSP.

TABLEAU 5
Corrélations entre les variables socioéconomiques – échantillon total (données pondérées†)
(données non pondérées : total N=6 899; urbains N=4 572; ruraux N=2 327)

r_s pondérée (n)[1]		Revenu du ménage[2]	Quintiles de revenus du voisinage[3]	Revenu moyen du voisinage[4]	Instruction du voisinage[5]
Quintiles de revenus du voisinage[3]	Total	0,31 (5165)			
	Urb.	0,35 (3373)			
	Rur.	0,18 (1792)			
Revenu moyen du voisinage[4]	Total	0,37 (4958)	0,79 (6615)		
	Urb.	0,38 (3323)	0,84 (4503)		
	Rur.	0,28 (635)	0,77 (2112)		
Instruction du voisinage[5]	Total	0,29 (5181)	0,54 (6858)	0,66 (6615)	
	Urb.	0,30 (3373)	0,64 (4561)	0,63 (4503)	
	Rur.	0,29 (1808)	0,45 (2297)	0,60 (2112)	
Taux d'emploi du voisinage[6]	Total	0,24 (5181)	0,44 (6858)	0,56 (6615)	0,40 (6889)
	Urb.	0,25 (3373)	0,53 (4561)	0,59 (4503)	0,48 (4567)
	Rur.	0,20 (1808)	0,21 (2297)	0,46 (2112)	0,21 (2322)

SD : secteur de dénombrement

1 Pour chaque corrélation des rangs de Spearman (r_s), nous donnons le coefficient de corrélation pondéré, suivi (entre parenthèses) de la taille de l'échantillon non pondéré sur lequel ce coefficient est fondé.

2 Catégories de revenu du ménage, compte tenu de la taille du ménage.

3 Quintiles de revenus à l'échelle du SD, corrigés en fonction de la région et de la taille du ménage.

4 Revenu moyen de ménage à l'échelle du SD, non corrigé en fonction de la région ou de la taille du ménage.

5 Proportion estimée de résidents du SD de plus de 15 ans ayant achevé des études secondaires.

6 Proportion estimée de résidents actifs du SD de plus de 15 ans ayant un emploi.

† Pondérées au moyen des poids d'échantillonnage de l'ENSP.

étaient un peu plus fortes; elles s'inscrivaient en effet entre 0,40 et 0,79, la plus faible correspondant ici encore à la variable du taux d'emploi, et la plus forte unissant la variable des quintiles de revenus du voisinage et la variable du revenu moyen du voisinage. Une fois stratifiées selon la résidence rurale ou urbaine, les corrélations de l'échantillon total étaient plus faibles chez les adolescents ruraux, aussi bien entre les variables du revenu du ménage et les variables SSE fondées sur le voisinage (urbains : 0,25–0,38; ruraux : 0,18–0,29), qu'entre ces dernières (urbains : 0,48–0,84; ruraux : 0,21–0,77) [tableau 5].

Pour les adolescents habitant au domicile parental, les corrélations globales entre les variables du SSE des parents s'inscrivaient entre 0,50 et 0,87, la plus forte s'établissant entre la variable du prestige professionnel et l'indice de SSE de Blishen (tableau 6). Les corrélations entre les mesures parentales et le revenu du ménage étaient plus faibles (0,36–0,43). Quant aux corrélations entre les mesures du SSE des parents et les variables du SSE fondées sur le voisinage, elles étaient encore plus faibles (0,12–0,31), et, ici comme plus haut, les corrélations se révélaient particulièrement faibles pour la variable du taux d'emploi du voisinage. De même que les corrélations de l'échantillon total, presque toutes les corrélations établies avec les mesures du SSE des parents étaient plus faibles chez les adolescents ruraux que chez les urbains.

Examen

Les données manquantes

Nous avons examiné dans la présente étude diverses mesures du SSE des adolescents, en essayant de résoudre des problèmes liés aux données manquantes et en analysant les relations réciproques entre les mesures. Pour ce qui concerne la question des lacunes statistiques, il manquait des données sur le revenu du ménage pour une proportion élevée des adolescents (plus de 20 %), et les résultats ont révélé que ces données ne manquaient pas complètement au hasard. Plus précisément, les adolescents pour lesquels manquaient les données sur le revenu du ménage étaient plus susceptibles que les autres d'habiter un voisinage à faibles revenus et ils différaient du reste de l'échantillon sous le rapport d'autres caractéristiques démographiques.

À moins que les données relatives à une variable puissent être supposées manquer complètement au hasard (données MCAR), hypothèse rarement vérifiée qui implique que l'absence de données n'est liée aux valeurs d'aucune des variables, les lacunes de cette nature peuvent mener à des estimations biaisées des paramètres statistiques, en particulier si une forte proportion d'observations est en cause[29].

Un certain nombre de possibilités s'offrent aux chercheurs qui doivent composer avec des données manquantes dans leur analyse

des résultats d'une enquête. Ils peuvent par exemple se contenter de limiter l'analyse aux observations à données complètes touchant toutes les variables pertinentes (suppression par liste ou analyse de cas complète), considérer les données manquantes comme une catégorie distincte ou utiliser des variables fictives pour tenir compte de l'absence de données, ou encore attribuer des réponses ou estimer les données manquantes à l'aide de techniques telles que l'imputation multiple ou les méthodes du maximum de vraisemblance[29,30]. Chacune de ces approches, y compris la méthode classique de la suppression par liste, implique des hypothèses sur la nature des données manquantes. La plupart des méthodes énumérées ci-dessus (exception faite de l'utilisation de variables fictives pour tenir compte de l'absence de données) sont relativement robustes si les données peuvent être supposées manquer au hasard (données MAR), cas qu'il faut distinguer de celui des données MCAR et qui implique que l'absence peut être prédite à partir des valeurs des autres variables de l'ensemble de données[29]. Cependant, il n'est normalement pas possible de démontrer que les données sont MAR (encore qu'il puisse s'avérer possible, comme le montrent les résultats que nous présentons ici, d'établir avec certitude que les données ne sont pas MCAR). Par conséquent, il faut faire preuve de prudence avec les résultats des analyses mettant en jeu une forte proportion de cas à données manquantes.

TABLEAU 6
Corrélations entre les variables socioéconomiques – adolescents habitant au domicile parental (données pondérées†)
(données non pondérées: total N=5 723; urbains N=3 751; ruraux N=1 972)

r_s pondérée (n)[1]		Instruction des parents[2]	Prestige prof. des parents[3]	Indice de Blishen des parents[4]
Prestige professionnel des parents[3]	Total	0,52 (4995)		
	Urb.	0,55 (3232)		
	Rur.	0,38 (1763)		
Indice de Blishen des parents[4]	Total	0,50 (4995)	0,87 (5021)	
	Urb.	0,52 (3232)	0,87 (3251)	
	Rur.	0,36 (1763)	0,87 (1770)	
Revenu du ménage[5]	Total	0,36 (4297)	0,38 (3926)	0,43 (3926)
	Urb.	0,38 (2757)	0,41 (2509)	0,46 (2509)
	Rur.	0,28 (1540)	0,28 (1417)	0,30 (1417)
Quintiles de revenus du voisinage[6]	Total	0,23 (5575)	0,27 (5001)	0,30 (5001)
	Urb.	0,25 (3659)	0,31 (3248)	0,34 (3248)
	Rur.	0,07 (1916)	0,15 (1753)	0,16 (1753)
Revenu moyen du voisinage[7]	Total	0,25 (5373)	0,27 (4812)	0,31 (4812)
	Urb.	0,25 (3611)	0,29 (3204)	0,32 (3204)
	Rur.	0,12 (1762)	0,15 (1608)	0,14 (1608)
Instruction du voisinage[8]	Total	0,30 (5594)	0,28 (5014)	0,30 (5014)
	Urb.	0,31 (3659)	0,29 (3247)	0,30 (3247)
	Rur.	0,17 (1935)	0,13 (1767)	0,17 (1767)
Taux d'emploi du voisinage[9]	Total	0,15 (5594)	0,13 (5014)	0,12 (5014)
	Urb.	0,16 (3659)	0,15 (3247)	0,17 (3247)
	Rur.	0,08 (1935)	0,04 (1767)	0,02 (1767)

Prof. : professionnel

1 Pour chaque corrélation des rangs de Spearman (r_s), nous donnons le coefficient de corrélation pondéré, suivi (entre parenthèses) de la taille de l'échantillon non pondéré sur lequel ce coefficient est fondé.

2 Niveau d'instruction le plus élevé parmi les membres du ménage de 25 ans ou plus.

3 Prestige professionnel le plus élevé parmi les membres du ménage de 25 ans ou plus, d'après la mesure de Pineo-Porter-McRoberts.

4 Cote la plus élevée de l'indice de SSE de Blishen parmi les membres du ménage de 25 ans ou plus.

5 Catégories de revenu du ménage, compte tenu de la taille du ménage.

6 Quintiles de revenus à l'échelle du SD, corrigés en fonction de la région et de la taille du ménage.

7 Revenu moyen de ménage à l'échelle du SD, non corrigé en fonction de la région ou de la taille du ménage.

8 Proportion estimée de résidents du SD de plus de 15 ans ayant achevé des études secondaires.

9 Proportion estimée de résidents actifs du SD de plus de 15 ans ayant un emploi.

† Pondérées au moyen des poids d'échantillonnage de l'ENSP.

La proportion notable d'adolescents pour lesquels manquent les données sur le revenu du ménage dans l'enquête qui nous occupe pourrait avoir des conséquences sur les analyses prenant cette variable en compte, soit comme prédicteur de la santé des adolescents, soit comme covariable. Il convient donc de faire preuve de prudence dans de telles analyses. Une possibilité consisterait à comparer plusieurs méthodes de compensation des lacunes statistiques sur le revenu du ménage; une analyse de sensibilité de cette nature permettrait de se faire une idée de la robustesse des résultats de l'étude par rapport à la méthode choisie.

Les relations entre les mesures du SSE

Les corrélations entre les indicateurs de SSE fondés sur le voisinage pour l'échantillon total s'inscrivaient entre 0,40 et 0,79. D'autres chercheurs qui ont examiné les corrélations par paire entre les caractéristiques socioéconomiques selon la région ou le voisinage ont aussi observé des corrélations de l'ordre de 0,50 ou plus[31–33]. Les corrélations entre les mesures du SSE du ménage ou des parents et les mesures fondées sur le voisinage étaient beaucoup plus faibles (de 0,12 à 0,37 pour l'ensemble de l'échantillon). Ce résultat, lui aussi conforme à ceux des recherches antérieures[21,32–34], n'a peut-être pas lieu de surprendre, étant donné que les SD sont délimités en fonction de la géographie du recensement et ne coïncident pas nécessairement avec des voisinages ou des communautés socialement homogènes.

En dépit d'une variabilité considérable (intervalle de 0,36 à 0,87 pour l'ensemble de l'échantillon), les corrélations entre certains indicateurs du SSE ménage/parents étaient relativement modestes. D'autres chercheurs qui ont examiné les corrélations entre diverses caractéristiques SSE au niveau individuel ont eux aussi généralement observé de la variabilité, et même dans une certaine mesure des relations faibles[17,32–35], ce qui donne à penser que le défaut de concordance entre les indicateurs individuels de position sociale n'est pas rare. En fait, ce défaut de concordance pourrait lui-même être associé à des états de santé[36–38]. Du caractère modeste des corrélations observées entre certaines mesures du SSE ménage/parents, on peut aussi conclure que ces mesures représentent peut-être des caractéristiques sous-jacentes différentes liées au concept de position socioéconomique. Ce fait a des conséquences sur l'étude des relations entre le SSE et la santé, étant donné la probabilité que les mesures du SSE se rapportent respectivement de manière différente aux états de santé, aussi bien pour les adultes[39,40] que pour les adolescents[9,41,42]. Il s'ensuit que le choix d'une mesure appropriée du SSE pourrait dépendre du cadre statistique. Par exemple, si l'on peut considérer le revenu plutôt comme un indicateur des ressources matérielles, la profession et le niveau d'instruction pourraient témoigner à la fois de la situation économique et du prestige[7]. Ces rapports se révèlent plus complexes quand il s'agit de populations adolescentes, où l'influence des indicateurs parentaux pourrait être plus subtile ou indirecte.

Les corrélations des mesures du SSE aussi bien fondées sur le voisinage que relatives au ménage ou aux parents étaient plus faibles avec la variable du taux d'emploi du voisinage qu'avec la plupart des autres indicateurs de SSE de la présente étude. Cela s'explique peut-être par le peu de variabilité de la distribution de cette mesure dans l'échantillon. De même, les corrélations entre les mesures du SSE étaient plus faibles chez les adolescents ruraux que chez les adolescents urbains, particulièrement dans le cas des indicateurs du SEE fondés sur le voisinage. Comme les codes postaux correspondent souvent à plus d'un SD dans les régions rurales, on peut supposer une erreur de mesure plus grande pour les variables établies sur la base du SD chez les adolescents ruraux, ce qui contribuerait à expliquer ce niveau plus bas des corrélations. Il faut aussi tenir compte du fait que, comme la distribution géographique des populations rurales n'est peut-être pas liée aux prix du logement aussi étroitement que celle des populations urbaines, les mesures du SSE fondées sur le voisinage (et en particulier les mesures du revenu basées sur le secteur géographique) seront vraisemblablement des mesures indirectes du SSE individuel moins précises dans les zones rurales que dans les zones urbaines[43]. D'autres études sont nécessaires pour établir les conséquences de ce résultat pour la recherche sur les relations entre le SSE et la santé chez les adolescents. Certains éléments donnent à penser que les indices de privation fondés sur le secteur géographique pourraient être moins étroitement associés à la morbidité et à la mortalité dans l'ensemble des populations rurales[44]. Il faut cependant ajouter qu'une étude canadienne récente a permis de constater des relations semblables entre le SSE et divers états de santé chez les populations urbaine et rurale[43]. Dans cette même étude, les relations entre la santé d'une part, et d'autre part le revenu du ménage et une mesure indirecte du revenu fondée sur le secteur géographique, se sont révélées semblables pour les populations rurale et urbaine[43]. Dans la présente étude, les corrélations entre les variables SSE étaient un peu plus faibles pour les adolescents ruraux, même pour ce qui concerne le revenu du ménage et les variables du SSE des parents, ce qui donne à penser qu'il y avait peut-être d'autres différences entre les adolescents ruraux et urbains sous le rapport de la mesure et de la conceptualisation du SSE.

Limites de la présente étude

La présente étude était la première à examiner et à comparer huit indicateurs distincts du SSE des adolescents à partir des données d'une enquête nationale sur la santé de la population canadienne. Elle a cependant dû s'accommoder de certaines limites qui ont pu influer sur ses résultats.

Premièrement, les mesures du SSE du ménage et des parents étaient parfois fondées sur les réponses d'adolescents et parfois sur les réponses d'adultes (au gré des enquêtés et des intervieweurs de l'ENSP); or, il n'a pas été possible d'examiner en profondeur l'effet des réponses par personne interposée. Nous avons bien répété l'analyse de corrélation en limitant les résultats aux adolescents qui avaient communiqué eux-mêmes les renseignements sur le SSE et nous n'avons pas trouvé de différences systématiques (nos résultats détaillés sont disponibles sur demande), mais nous ne disposions pas de réponses d'adolescent et d'adulte du même ménage aux fins de comparaison.

Deuxièmement, si notre étude comprenait un certain nombre de mesures différentes du SSE établies au niveau de l'individu et de la

petite région géographique, nous n'y avons pas intégré d'autres indicateurs du SSE, tels que la privation matérielle ou l'appréciation subjective par l'adolescent de son SSE. Il convient de noter à ce propos que l'appréciation subjective par les adolescents de leur position sociale pourrait être reliée de façon indépendante à certains états de santé[16], ce qui donne à penser qu'il pourrait y avoir des concepts particuliers aux adolescents qui échappent aux mesures traditionnelles du SSE[45]. On pourrait apprendre beaucoup, semble-t-il, de recherches conçues pour examiner en profondeur la signification de la position sociale chez les adolescents (par exemple au moyen de méthodes qualitatives).

Troisièmement, les chercheurs ne s'entendent guère en général sur la façon dont les indicateurs de SSE devraient être classés, par exemple en variables continues ou catégoriques, et, dans ce dernier cas, sur la manière dont les catégories devraient être définies. Il en va particulièrement ainsi pour les indicateurs de SSE fondés sur une petite région géographique. Dans le codage des variables SSE, nous avons essayé de maintenir une variabilité maximale, tout en retenant des catégories logiques du point de vue conceptuel et conformes aux études antérieures (par exemple des catégories fondées sur les diplômes et certificats pour le niveau d'instruction des parents), mais il est possible que ces choix de codage aient influé dans une certaine mesure sur nos résultats. Enfin, si la taille de l'échantillon de la présente étude était relativement grande et permettait certaines comparaisons entre les populations rurale et urbaine, elle ne nous a pas permis d'examiner les différences possibles entre des sous-groupes d'âge.

Conclusion

En présentant des résultats liés aux données manquantes et en faisant ressortir la faiblesse des corrélations entre certains indicateurs de SSE (en particulier entre les mesures ménage/parents et les mesures indirectes fondées sur le voisinage), nous avons voulu attirer l'attention sur des problèmes de mesure aussi bien que de conceptualisation qui se posent aux chercheurs désireux de se faire une idée plus précise des relations entre le SSE et la santé chez les adolescents. Nos résultats font ressortir la nécessité de retenir et de comparer soigneusement des mesures multiples du SSE dans les recherches sur des échantillons d'adolescents. En intégrant dans les études aussi bien des indicateurs individuels et de ménage que des indicateurs fondés sur le voisinage, on se donnerait aussi la possibilité d'examiner les effets contextuels possibles, dont l'importance est de plus en plus reconnue pour l'étude du SSE et de la santé[8]. Pour bien orienter les recherches futures sur les relations entre le SSE et la santé des adolescents, il faut examiner plus avant la signification conceptuelle de la position socioéconomique pour cette population. Notons en particulier que certains auteurs recommandent des démarches prenant en compte les dimensions du SSE sur toute la durée de la vie et entre les générations[8,9]. Il convient aussi d'examiner d'autres questions telles que le défaut de concordance des indicateurs de position socioéconomique, les différences entre les populations rurale et urbaine, ainsi que les différences possibles entre les états de santé dans leurs rapports avec les dimensions sous-jacentes du SSE les plus pertinentes à l'égard des adolescents.

Remerciements

Un des auteurs de la présente étude (B. Potter) a bénéficié d'une bourse de doctorat des Instituts de recherche en santé du Canada. Nous tenons en outre à remercier Statistique Canada de son soutien technique et de la possibilité de consulter ses données.

Références

1. Adler NE, Ostrove JM. Socioeconomic status and health: What we know and what we don't. Ann N Y Acad Sci. 1999;896:3–15.
2. Link BG, Phelan J. Social conditions as fundamental causes of disease. J Health Soc Behav. 1995; no spéc:80–94.
3. Macintyre S. The Black Report and beyond: What are the issues? Soc Sci Med. 1997; 44:723–45.
4. Marmot M, Ryff CD, Bumpass LL, Shipley M, Marks NF. Social inequalities in health: next questions and converging evidence. Soc Sci Med. 1997;44:901–10.
5. Williams DR. Socioeconomic differentials in health: A review and redirection. Social Psychol Q. 1990;53:81–99.
6. 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.
7. Liberatos P, Link BG, Kelsey JL. The measurement of social class in epidemiology. Epidemiol Rev. 1988;10:87–121.
8. Lynch J, Kaplan G. Socioeconomic position. In: Berkman L, Kawachi I, eds. Social epidemiology. New York, NY: Oxford University Press; 2000. p. 13–35.
9. Starfield B, Riley AW, Witt WP, Robertson J. Social class gradients in health during adolescence. J Epidemiol Community Health 2002;56:354–61.
10. Currie CE, Elton RA, Todd J, Platt S. Indicators of socioeconomic status for adolescents: the WHO Health Behaviour in School-aged Children Survey. Health Educ Res. 1997; 12:385–97.
11. Entwisle DR, Astone NM. Some practical guidelines for measuring youth's race/ethnicity and socioeconomic status. Child Dev. 1994;65:1521–40.
12. Lien N, Friestad C, Klepp KI. Adolescents' proxy reports of parents' socioeconomic status: How valid are they? J Epidemiol Community Health 2001;55:731–37.
13. Wardle J, Robb K, Johnson F. Assessing socioeconomic status in adolescents: The validity of a home affluence scale. J Epidemiol Community Health 2002;56: 595–99.
14. West P, Sweeting H, Speed E. We really do know what you do: A comparison of reports from 11 year olds and their parents in respect of parental economic activity and occupation. Sociology 2001;35:539–59.
15. Hauser RM. Measuring socioeconomic status in studies of child development. Child Dev. 1994;65:1541–5.

16. Goodman E, Adler NE, Kawachi I, Frazier AL, Huang B, Colditz GA. Adolescents' perceptions of social status: Development and evaluation of a new indicator. Pediatrics 2001;108:E31.

17. Abramson JH, Gofin R, Habib J, Pridan H, Gofin J. Indicators of social class. A comparative appraisal of measures for use in epidemiological studies. Soc Sci Med. 1982; 16:1739–46.

18. Adler NE, Boyce T, Chesney MA et al. Socioeconomic status and health. The challenge of the gradient. Am Psychol. 1994;49:15–24.

19. Statistique Canada. Enquête nationale sur la santé de la population, 1996–1997, fichiers microdonnées à grande diffusion, Ottawa (Ontario), Statistique Canada, 1998.

20. Shields M. Proxy reporting in the National Population Health Survey. Health Rep. 2000;12:21–39.

21. Demissie K, Hanley JA, Menzies D, Joseph L, Ernst P. Concordance des mesures du statut socioéconomique : mesures par région et mesures individuelles. Maladies chroniques au Canada, 2000;21:1–7.

22. Lowry R, Kann L, Collins JL, Kolbe LJ. The effect of socioeconomic status on chronic disease risk behaviors among US adolescents. JAMA 1996;276:792–97.

23. Santelli JS, Lowry R, Brener ND, Robin L. The association of sexual behaviors with socioeconomic status, family structure, and race/ethnicity among US adolescents. Am J Public Health. 2000;90:1582–88.

24. Pineo PC, Porter J, McRoberts HA. The 1971 census and the socioeconomic classification of occupations. Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie, 1977;14: 91–102.

25. Pineo PC. Revisions of the Pineo-Porter-Mcroberts Socioeconomic Classification of Occupations for the 1981 census. Hamilton, ON: Program for Quantitative Studies in Economics and Population (QSEP), McMaster University; 1985. Report No. 125.

26. Blishen BR, Carroll WK, Moore C. The 1981 socioeconomic index for occupations in Canada. Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie.1987;24:465–88.

27. Statistique Canada. Dictionnaire du recensement de 1996. Édition définitive. Ottawa, ON: Statistique Canada; 1999. Cat. No. 92–351–UIE.

28. Wilkins R. FCCP+, version 3j : Guide de l'utilisateur. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada, 2002, no 82F0086–XDB au catalogue.

29. Allison PD. Missing data. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc; 2002. Sage University papers series on quantitative applications in the social sciences, no 07–136.

30. Raghunathan TE. What do we do with missing data? Some options for analysis of incomplete data. Annu Rev Public Health 2004; 25:99–117.

31. Diez-Roux AV, Kiefe CI, Jacobs DR, Jr. et al. Area characteristics and individual-level socioeconomic position indicators in three population-based epidemiologic studies. Ann Epidemiol. 2001;11:395–405.

32. Geronimus AT, Bound J. Use of census-based aggregate variables to proxy for socioeconomic group: Evidence from national samples. Am J Epidemiol. 1998;148:475–86.

33. Soobader M, LeClere FB, Hadden W, Maury B. Using aggregate geographic data to proxy individual socioeconomic status: Does size matter? Am J Public Health. 2001;91:632–6.

34. Deonandan R, Campbell K, Ostbye T, Tummon I, Robertson J. Comparaison de méthodes d'estimation du statut socio-économique d'après la profession et la zone postale, Maladies chroniques au Canada, 2000;21:114–18.

35. Geyer S, Peter R. Income, occupational position, qualification and health inequalities – competing risks? (comparing indicators of social status). J Epidemiol Community Health 2000;54:299–305.

36. Dressler WW, Evans P, Gray DJ. Status incongruence and serum cholesterol in an English general practice. Soc Sci Med. 1992; 34:757–62.

37. Dressler WW. Social status and the health of families: a model. Soc Sci Med. 1994; 39:1605–13.

38. McDade TW. Lifestyle incongruity, social integration, and immune function in Samoan adolescents. Soc Sci Med. 2001;53:1351–62.

39. Bartley M, Sacker A, Firth D, Fitzpatrick R. Understanding social variation in cardiovascular risk factors in women and men: the advantage of theoretically based measures. Soc Sci Med. 1999;49:831–45.

40. Stansfeld SA, Head J, Fuhrer R, Wardle J, Cattell V. Social inequalities in depressive symptoms and physical functioning in the Whitehall II study: Exploring a common cause explanation. J Epidemiol Community Health 2003;57:361–67.

41. Chen E, Matthews KA, Boyce WT. Socioeconomic differences in children's health: how and why do these relationships change with age? Psychol Bull. 2002;128:295–329.

42. Goodman E. The role of socioeconomic status gradients in explaining differences in US adolescents' health. Am J Public Health. 1999;89:1522–28.

43. 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 Place 1999;5:157–71.

44. Barnett S, Roderick P, Martin D, Diamond I et Wrigley H. Interrelations between three proxies of health care need at the small area level: an urban/rural comparison, J. Epidemiol. Community Health. 2002;56: 754–61.

45. Goodman E, Amick BC, Rezendez MO et coll. Adolescents' understanding of social class: a comparison of white upper middle class and working class youth. J. Adolesc. Health. 2000;27:80–83.

Compte rendu d'un atelier

Surveillance du cancer en milieu de travail

Jennifer I Payne

Introduction

La surveillance du cancer en milieu de travail pourrait se résumer à la collecte, à l'évaluation et à la diffusion systématiques de données sur l'exposition des travailleurs à des agents cancérigènes, dans le but ultime de réduire ou de prévenir l'excès de risque. Il reste que la longue période de latence de la maladie et le rôle joué par les multiples facteurs de risque viennent compliquer la détermination du risque de cancer associé à l'exposition professionnelle aux agents cancérigènes[1]. Il ressort d'une comparaison de données globales tirées de registres provinciaux du cancer ou obtenues de commissions provinciales des accidents du travail que la qualité des données est très variable d'une province à l'autre et que, dans certains cas, la proportion de cas possibles de cancer d'origine professionnelle signalés aux commissions ne dépassait pas les 10 %[2].

Dans ce contexte, Action Cancer Ontario et la Commission de la sécurité professionnelle et de l'assurance contre les accidents du travail ont coparrainé un projet pilote de trois ans sur le cancer en milieu de travail, intitulé Occupational Cancer Research and Surveillance Project (OCP). Environ 80 personnes ont été invitées à assister à un atelier sur la surveillance du cancer en milieu de travail, tenu les 1er et 2 février 2005. L'atelier, organisé dans le cadre du projet, visait à recueillir des points de vue sur les priorités que doit se fixer Action Cancer Ontario dans le domaine de la surveillance du cancer en milieu de travail.

Une journée complète de discussions sur la surveillance a été prévue dans le cadre de l'atelier, l'accent étant mis principalement sur la surveillance de l'exposition aux agents cancérigènes et, dans une moindre mesure, sur la surveillance du cancer proprement dit. La matinée a été consacrée à des exposés et à des discussions sur la surveillance de l'exposition. Le Dr Paul Demers de l'Université de la Colombie-Britannique a donné un aperçu de CAREX, un outil qui permet d'obtenir des estimations brutes du nombre de travailleurs exposés à divers agents cancérigènes en Onyario et en Colombie-Britannique. M. Bob Kusiak, du ministère du Travail de l'Ontario, a expliqué comment utiliser la Base de données sur les congés des patients (BDCP) de l'ICIS, qui renferme des éléments d'information sur les congés obtenus des hôpitaux partout au Canada (sauf au Québec). Ces renseignements peuvent servir à des fins de surveillance et de recherche sur les affections (comme la silicose) qui pourraient être associées à une exposition professionnelle. Le Dr Willem Sont de Santé Canada s'est employé à décrire le Fichier dosimétrique national du Canada. Ce système centralisé d'enregistrement des doses de rayonnements a été rattaché à d'autres bases de données permettant de suivre un certain nombre d'effets sur la santé, comme le cancer et les effets indésirables sur la reproduction, liés à l'exposition professionnelle aux rayonnements. Le Dr Jack Siemiatycki, de l'Université de Montréal, a mis en perspective historique le travail d'évaluation, par des experts, de l'exposition professionnelle à Montréal. Il a aussi fait ressortir les limites de cette approche, qui ne peut être appliquée à des effectifs plus vastes, ce qui permettrait une comparaison des taux de cancer par titre de poste.

La journée s'est terminée par des exposés présentés par le Dr Eric Holowaty sur la collecte de données historiques sur le cancer d'origine professionnelle dans le cadre de registres du cancer, aux États-Unis. La Dre Loraine Marrett a tracé les grandes lignes des travaux préliminaires réalisés par Action Cancer Ontario sur le mésothéliome en Ontario. Enfin, le Dr Michel Camus a présenté un exposé sur le mésothéliome au Québec.

La deuxième journée de l'atelier a porté essentiellement sur l'emploi de vastes bases de données, notamment sur l'appariement des enregistrements, pour dégager des hypothèses à vérifier dans le cadre de recherches plus détaillées (appelées « recherches sur la surveillance »). M. Rick Gallagher a décrit sommairement le programme d'épidémiologie professionnelle mis en œuvre par la BC Cancer Agency, partiellement financé par la BC Workers' Compensation Board. Il a entre autres donné un aperçu des objectifs du programme, de l'équipe de recherche et de la méthodologie employée (étude sur la mortalité, étude cas/témoins, étude de cohorte). Il a également montré aux participants des exemples de pages Web tirées du Registry of Occupational Cancer Risk and Exposure Information en C.-B., que pourront consulter des utilisateurs de l'extérieur au cours des mois à venir. La Dre Kristan Aronson a présenté le travail accompli en collaboration avec Statistique Canada, qui a abouti à la création d'une base de données sur les enquêtes nationales sur l'emploi réalisées au cours des années 70, appariée à des enregistrements de décès de travailleurs repérés au moyen de ces enquêtes. Il s'agissait de mettre au point un système de surveillance pour permettre de découvrir de possibles liens, auparavant insoupçonnés, entre le milieu de

Coordonnées de l'auteure

Jennifer I Payne, Department of Public Health Sciences, Université de Toronto
Correspondance : Jennifer I Payne, a/s Ms. Yen Borrego, Division of Preventive Oncology, Cancer Care Ontario, 620, avenue Université, Toronto (Ontario) Canada M5G 2L7; télécopieur : (416) 971-6888; courriel: yen.borrego@cancercare.on.ca

travail et des causes précises de décès. Le Dr Cam Mustard a donné un aperçu d'une étude en cours qui apparie des données professionnelles recueillies auprès d'environ 4,5 millions de résidents à l'aide de la version détaillée du questionnaire du recensement de 1991 à des données sur la mortalité tirées de la Base de données nationale sur la mortalité, de 1991 à 2001. Ce couplage débouchera sur la création d'une base de données qui peut apporter des réponses à de nombreuses questions sur le risque de cancer lié à l'activité professionnelle.

Ces interventions ont été suivies d'une autre série d'exposés sur Statistique Canada et ses vastes bases de données auxquelles peuvent accéder les chercheurs. Après un exposé donné par M. Luc Albert de Statistique Canada sur la politique relative à l'appariement des enregistrements et les mesures législatives actuelles concernant la protection de la vie privée, Mme Karen Roberts a donné un aperçu des bases de données tenues à Statistique Canada et de diverses études qui ont fait appel à ces bases, soit exclusivement, soit en les appariant à d'autres. Enfin, le Dr Robert Schnatter d'ExxonMobil Biomedical Sciences a fait un bref survol du travail de surveillance réalisé pour le compte d'ExxonMobil. Le Dr Schnatter a conclu en affirmant que l'on peut recourir à des systèmes d'appariement dans le cadre des activités de surveillance de la santé au travail, lesquelles peuvent offrir les données nécessaires sur les risques pour la santé et des éléments d'information pouvant guider la conception de programmes de prévention.

Conclusion

Les participants ont convenu de la nécessité de définir les priorités de la surveillance à la lumière des données que l'on possède actuellement, des éléments d'information qui existent déjà sur le lien entre l'exposition et certains types de cancer, de la prévalence de certaines expositions dans des milieux de travail de l'Ontario ainsi que des expériences qui ont pu être réalisées ailleurs au Canada. On pourrait, dans un premier temps, mettre l'accent sur quelques agents cancérigènes précis, puis, en se fondant sur les réussites initiales, élargir les bases de ces travaux.

Lors de la deuxième journée, il a surtout été question de la façon de procéder pour élaborer l'infrastructure voulue à l'appui des travaux sur le cancer en milieu de travail, tant à l'échelle des provinces que du gouvernement fédéral, dans l'optique de la surveillance comme de la recherche. Des enseignements peuvent être tirés d'expériences qui ont déjà été menées dans ce domaine au Québec et en Colombie-Britannique.

Action Cancer Ontario s'emploie actuellement à définir des priorités dans le domaine de la surveillance du cancer en milieu de travail. Une fois avalisées par l'organisme et par la Commission de la sécurité professionnelle et de l'assurance contre les accidents du travail, ces priorités pourraient jeter les bases d'un prochain système de surveillance du cancer en milieu de travail en Ontario.

Remerciements

L'atelier a pu être tenu grâce aux contributions d'Action Cancer Ontario et de la Commission de la sécurité professionnelle et de l'assurance contre les accidents du travail. Je suis particulièrement reconnaissante envers Mmes Anisha Abreo et Lori-Ann Larmand qui ont toutes deux aidé à organiser l'atelier, le Dr Fred Ashbury qui a animé l'atelier, et Mme Bronwen Waller qui a aidé à résumer les réponses au questionnaire rempli avant l'atelier et au questionnaire d'évaluation de l'atelier. Je tiens aussi à remercier ceux qui ont présidé les petits groupes de travail et ceux qui ont pris des notes, les intervenants et les participants, qui ont tous contribué à la réussite de l'atelier.

Pour en savoir plus long sur l'atelier, notamment pour accéder aux diapos présentées lors des exposés et au matériel concernant les discussions en petits groupes, il suffit de consulter le site Web d'Action Cancer Ontario (www.cancercare.on.ca) ou d'écrire directement à : Public Affairs, Action Cancer Ontario/Cancer Care Ontario, 620, av. University, Toronto (Ontario) M5G 2L7.

Références

1. Fair ME. Occupational surveillance: Review of five options to facilitate surveillance of cancers in Ontario. Report prepared for Cancer Care Ontario, Occupational Cancer Research and Surveillance Project; 2004; 1–55, Toronto, Canada.

2. Teschke K, Barroetavena MC. Occupational cancer in Canada: What do we know? Can Med Assoc J 1992;4:1501–7.

Calendrier des événements

les 23 et 24 octobre 2005 **Salt Lake City, Utah, États-Unis**	14th Annual Meeting International Genetic Epidemiology Society	< http://www.biostat.wustl.edu/ ~ genetics/iges/meetings.html >
du 23 au 26 octobre 2005 **Vancouver, Colombie-Britannique**	1st International Cancer Control Congress	< http://www.cancercontrol2005.com >
du 6 au 9 novembre 2005 **Ottawa (Ontario) Canada**	12e Conférence canadienne sur la santé internationale La bourse ou la vie : La santé dans l'économie mondiale	< http://www.csih.org/what/conferences2005.html >
du 9 au 12 novembre 2005 **Gatineau (Québec) Canada**	Société canadienne de physiologie de l'exercice Du concept au pratique : Vers une vie saine au Canada	< http://www.cpha.ca/english/conf/CSEP_05 Programme_1.pdf >
du 10 au 14 décembre 2005 **Philadelphie, Pennsylvania, États-Unis**	American Public Health Association 133rd annual meeting: Evidence Based Policy and Practice	courriel: diane.lentini@apha.org http://www.apha.org/meetings/future_past.htm >
du 6 au 8 mai 2006 **Montréal (Québec) Canada**	Raisons d'espérer 2006 – le 4e conférence scientifique de l'Alliance canadienne pour la recherche sur le cancer du sein Alliance canadienne pour la recherche sur le cancer du sein	Susan Wall Coordonnatrice, conférences et réunions Tél. : (416) 596-6598, poste 313 Courriel : swall@cbcf.org < http://www.breast.cancer.ca/reasons_for_hope_conferences/Default.asp?language = French >
du 3 au 6 décembre 2006 **Winnipeg (Manitoba) Canada**	7e Conférence canadienne sur l'immunisation	< http://www.phac-aspc.gc.ca/cnic-ccni/index_f.html >

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. 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, et les personnes qui participent à la planification de politiques en matière de santé et à l'éducation à la santé. Le choix des articles repose sur les critères suivants : valeur scientifique, pertinence sur le plan de la santé publique, clarté, concision et exactitude technique. Bien que MCC soit une publication de l'Agence de santé publique du Canada, nous acceptons des articles d'auteurs des secteurs public et privé. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas nécessairement celles du Comité de rédaction de MCC ni celles de l'Agence de Santé publique du 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'examens de la littérature ou de commentaires.

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

Rapports de conférence/d'atelier : Résumés d'ateliers, etc. organisés ou parrainés par l'Agence de Santé publique du Canada (ne doit pas dépasser 1 200 mots). Sans résumé.

Forum pancanadien : Les auteurs 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 de 3 000 mots). Sans résumé.

Autres types d'articles

Lettres au rédacteur : 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 sollicitent d'habitude (500–1 200 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*, 130 chemin Colonnade, Indice de l'adresse (MCC) : 6501G, Ottawa (Ontario) K1A 0K9, courriel : cdic-mcc@phac-aspc. gc.ca.

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

Liste de vérification pour la présentation des manuscrits

Lettre d'accompagnement : Signée par tous les auteurs, elle doit indiquer que tous les auteurs ont pris connaissance de la version finale du document, l'ont approuvée et ont satisfait aux critères applicables à la paternité de l'oeuvre figurant dans les Exigences Uniformes et elle doit également comporter un énoncé en bonne et due forme faisant état de toute publication (ou soumission pour publication) antérieure ou supplémentaire.

Première page titre : Titre concis avec les noms complets de tous les auteurs avec leur affiliations, le nom de l'auteur-expéditeur, son adresse postale et son adresse de courrier électronique, son numéro de téléphone et son numéro de télécopieur. Le dénombrement des mots du texte et du résumé se font séparément.

Deuxième page titre : Titre seulement et début de la numérotation des pages.

Résumé : Non structuré (un paragraphe, pas de titres), moins de 175 mots (maximum de 100 s'il s'agit d'un article court) suivi de trois à huit mots clés, de préférence choisis parmi les mots clés MeSH (Medical Subject Headings) de l'Index Medicus.

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 un numéro récent de MCC à titre d'exemple), numérotées à la suite, dans l'ordre où elles apparaissent pour la première fois dans le texte, les tableaux ou les figures (avec des chiffres en exposants ou entre parenthèses); mentionnez jusqu'à six auteurs (les trois premiers et « et al. » s'il y en a plus) et enlevez toute fonction automatique de numérotation des références employée dans le traitement de texte. Toute observation/donnée inédite ou communication personnelle citée en référence (à dissuader) devrait être intégrée au texte, entre parenthèses. Il incombe aux auteurs d'obtenir l'autorisation requise et de veiller à l'exactitude de leurs références.

Tableaux et figures : Mettez les tableaux et les figures sur des pages distinctes et dans un (des) fichier(s) différent(s) de celui du texte (ne les intégrez pas dans le corps du texte). Ils doivent être aussi explicites et succincts que possible et ne pas être trop nombreux. Numérotez-les dans l'ordre de leur apparition dans le texte, et mettez les renseignements complémentaires comme notes au bas du tableau, identifiées par des lettres minuscules en exposants, selon l'ordre alphabétique. Présentez les figures sous forme de graphiques, diagrammes ou modèles (pas d'images), précisez le logiciel utilisé et fournissez les titres et les notes de bas de page sur une page séparée.

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