



N° 82-003-XIF au catalogue

Rapports sur la santé

Vol. 18, n° 2

- Gain de poids
- Consommation de sodium
- Habitudes alimentaires
- Rupture conjugale et dépression



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-1746).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web à www.statcan.ca.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des services de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des services de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements pour accéder ou commander le produit

Le produit n° 82-003-XIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Publications.

Ce produit, n° 82-003-XPf au catalogue, est aussi disponible en version imprimée standard au prix de 22 \$CAN l'exemplaire et de 63 \$CAN pour un abonnement annuel.

Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

	Exemplaire	Abonnement annuel
États-Unis	6 \$CAN	24 \$CAN
Autres pays	10 \$CAN	40 \$CAN

Les prix ne comprennent pas les taxes sur les ventes.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) 1 800 267-6677
- Télécopieur (Canada et États-Unis) 1 877 287-4369
- Courriel infostats@statcan.ca
- Poste
Statistique Canada
Division des finances
Immeuble R.-H.-Coats, 6^e étage
100, promenade Tunney's Pasture
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées dans le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.



Statistique Canada
Division de la statistique de la santé

Rapports sur la santé

Volume 18, numéro 2

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou " Adapté de ", s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Mai 2007

N° 82-003-XPF au catalogue, vol. 18, n° 2
ISSN 1492-7128

N° 82-003-XIF au catalogue, vol. 18, n° 2
ISSN 1209-1375

Périodicité : trimestrielle

Ottawa

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés uniformément dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- ^p préliminaire
- ^r rectifié
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- ^E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'« American National Standard for Information Sciences » - « Permanence of Paper for Printed Library Materials », ANSI Z39.48 - 1984.



Au sujet de *Rapports sur la santé*

Rédactrice en chef
Christine Wright

Rédactrice principale
Mary Sue Devereaux

Rédactrice
Barbara Riggs

Rédactrice adjointe
Anne Marie Baxter

Supervision de la production
Robert Pellarin

Administration
Céline Desfonds

Rédacteurs associés
Owen Adams
Arun Chockalingham
Elizabeth Lin
Nazeem Muhajarine
Yves Péron
Georgia Roberts
Geoff Rowe
Eugene Vayda

R*apports sur la santé* est une publication produite tous les trimestres par la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada. Elle s'adresse à un large public, notamment les professionnels de la santé, les chercheurs, les décideurs, les enseignants et les étudiants. Elle vise à fournir des données exhaustives, pertinentes et de grande qualité sur l'état de santé de la population et le système de soins de santé. Elle traite de divers sujets sous la forme d'analyses originales et opportunes des données sur la santé et de l'état civil. L'information provient habituellement de bases de données administratives ou d'enquêtes nationales, provinciales ou territoriales.

Rapports sur la santé comporte les volets suivants : « Travaux de recherche » et « Santé en bref ». Le volet « Travaux de recherche » présente des analyses approfondies soumises à un examen anonyme par des pairs. Le volet « Santé en bref » offre de courts articles essentiellement descriptifs qui reposent principalement sur des données d'enquêtes et sur des données administratives produites par la Division de la statistique de la santé. Les articles des deux volets sont répertoriés dans Index Medicus et MEDLINE.

On peut obtenir d'autres renseignements à propos des *Rapports sur la santé* en s'adressant à l'équipe de la rédaction, Groupe d'analyse et de mesure de la santé, Statistique Canada, 24^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa (Ontario) Canada, K1A 0T6. Téléphone : (613) 951-1765. Télécopieur : (613) 951-3959.

Version électronique

Rapports sur la santé est une publication offerte aussi sous forme électronique, en fichiers PDF et HTML. On peut y accéder gratuitement à partir du site Web de Statistique Canada, à l'adresse www.statcan.ca. Choisissez « Français » à la page d'accueil, puis « Nos produits et services » à la page suivante. Choisissez ensuite « Parcourir nos publications gratuites offertes sur Internet (PDF ou HTML) »; vous trouverez *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XIF au catalogue, à la rubrique « Santé ».

Recommandation concernant les citations

La publication *Rapports sur la santé* est inscrite au catalogue de Statistique Canada sous un numéro unique : 82-003. Dans le cas de la version française sur papier, le numéro est 82-003-XPF, et dans le cas de la version électronique française, 82-003-XIF. Ce numéro au catalogue permet de faciliter l'entreposage et la recherche de la publication en bibliothèque, que cela se fasse manuellement ou électroniquement. Ainsi, nous demandons aux auteurs qui citent un article de *Rapports sur la santé* dans d'autres documents publiés de bien citer le numéro au catalogue du produit.

Exemple :

G.F. Parsons, J.F. Gentleman et K.W. Johnston, « Chirurgie des anévrismes de l'aorte abdominale : différences selon le sexe », *Rapports sur la santé*, 9(1), 1997, p. 9-18 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

Travaux de recherche

Tendances du changement de poids chez les Canadiens adultes 9

Heather M. Orpana, Mark S. Tremblay et Philippe Finès

Dans l'ensemble, de 1996-1997 à 2004-2005, les adultes ont pris du poids. Cependant, le gain moyen de poids a diminué de façon significative au cours de l'intervalle de deux ans le plus récent, soit entre 2002-2003 et 2004-2005.

Les habitudes alimentaires des Canadiens 17

Didier Garriguet

Une part relativement élevée de la population canadienne ne consomme pas le nombre minimal recommandé de portions de légumes et fruits et de produits laitiers. Plus du quart des adultes dans la trentaine et la quarantaine tirent plus de 35 % de leur apport calorique des lipides.

Rupture conjugale et dépression subséquente 35

Michelle Rotermann

Tant chez les hommes que chez les femmes, la dissolution d'un mariage ou d'une union libre est associée à une augmentation de la cote exprimant le risque d'un nouvel épisode de dépression. Cette association persiste même lorsqu'il est tenu compte de l'effet d'autres perturbations qui peuvent accompagner une rupture, comme les changements dans le revenu ou le niveau de soutien social.

Santé en bref

Consommation de sodium à tous les âges 49

Didier Garriguet

Parmi les Canadiens âgés de 19 à 70 ans, l'apport de sodium excède la limite supérieure recommandée chez plus de 85 % des hommes et de 60 % des femmes. Les enfants et les adolescents sont proportionnellement aussi nombreux, voire plus nombreux, à avoir une consommation de sodium qui dépasse la limite supérieure.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



The graphic features a dark grey background with white and light grey abstract shapes. On the left, there are stylized human figures with rectangular faces and thick white outlines. Below them is a large, stylized gear with a white outline and a light grey fill. The overall style is modern and minimalist.

Travaux de recherche

Des recherches et des analyses
approfondies effectuées dans les
domaines de la statistique de la
santé et de l'état civil

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Tendances du changement de poids chez les Canadiens adultes

Heather M. Orpana, Mark S. Tremblay et Philippe Finès

Résumé

Objectifs

À l'aide d'analyses longitudinales, examiner le taux de variation sur deux ans du poids autodéclaré des adultes, pour la période allant de 1996-1997 à 2004-2005, et déterminer si le rythme de changement du poids des Canadiens a ralenti ou s'est accéléré. Examiner également les associations entre le changement de poids et certaines caractéristiques, notamment le sexe, le groupe d'âge et le niveau d'obésité mesuré par l'indice de masse corporelle (IMC).

Source des données

Les données proviennent de l'Enquête nationale sur la santé de la population menée de 1996-1997 à 2004-2005.

Techniques d'analyse

Les variations moyennes du poids sur deux ans ont été calculées selon le sexe, le groupe d'âge et la catégorie d'IMC. La régression linéaire a été utilisée pour déterminer si le taux de variation du poids est demeuré stable, a augmenté ou a diminué avec le temps.

Principaux résultats

Entre 1996-1997 et 2004-2005, les Canadiens adultes prennent, en moyenne, de 0,5 kg à 1 kg par période de deux ans. Bien que se poursuive le gain de poids chez les personnes âgées de 18 à 64 ans, celui-ci diminue de façon significative dans l'intervalle de deux ans le plus récent, c'est-à-dire entre 2002-2003 et 2004-2005. En partie, on attribue cette tendance à la baisse à une diminution significative de la proportion d'hommes qui prennent du poids au cours de cette période. Toutefois, chez les personnes qui prennent du poids, le gain de poids sur deux ans s'accroît et se poursuit tout au long de la période de huit ans visée par l'analyse.

Mots-clés

Indice de masse corporelle, poids corporel, études longitudinales, obésité, embonpoint, gain de poids.

Auteurs

Heather M. Orpana (613-951-1650; Heather.Orpana@statcan.ca) et Philippe Finès (613-951-3896; Philippe.Fines@statcan.ca) font partie du Groupe d'analyse et de mesure de la santé, et Mark S. Tremblay (613-951-4385; Mark.Tremblay@statcan.ca), de la Division des mesures physiques de la santé. Tous trois travaillent à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Ainsi qu'on le constate dans d'autres pays^{1,2}, la prévalence de l'obésité est à la hausse au Canada. De 1978-1979 à 2004, la proportion de Canadiens adultes obèses est passée de 14 % à 23 %³. La prévalence croissante de l'obésité représente un important problème de santé publique car un excès de poids a été associé au diabète de type 2, à la maladie cardiovasculaire, à des problèmes psychosociaux, à l'arthrose et à la mortalité prématurée⁴.

Aussi utiles qu'elles soient, les données transversales sur la prévalence de l'obésité ne peuvent renseigner sur les taux de changement de poids chez les gens. Des données longitudinales sont nécessaires pour mieux comprendre les tendances à l'origine de l'accroissement de la prévalence de l'obésité au Canada. Ainsi, une étude longitudinale a montré récemment que près du tiers des Canadiens qui se situaient dans la fourchette de poids santé en 1994-1995 sont passés dans la catégorie de l'embonpoint au cours des huit années suivantes, et environ le quart de ceux qui faisaient de l'embonpoint sont devenus obèses⁵.

Méthodologie

Source des données

La présente analyse est fondée sur des données provenant de cinq cycles – soit les cycles 2 à 6 – de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisés par Statistique Canada de 1996-1997 à 2004-2005. Tous les deux ans depuis 1994-1995, on recueille dans le cadre de l'ENSP des données sur l'état de santé, sur les comportements liés à la santé et sur d'autres déterminants de la santé. L'enquête est représentative de la population à domicile dans toutes les provinces en 1994-1995. Sont exclus du champ de l'enquête les habitants des territoires, des réserves indiennes, des terres de la Couronne, et de certaines régions éloignées de l'Ontario et du Québec, les personnes demeurant en établissement de soins de santé, ainsi que les résidents des bases militaires des Forces canadiennes. Bien que l'ENSP comporte également une composante établissement visant les résidents d'établissements de soins de longue durée (p. ex. les maisons de soins infirmiers), les données tirées de cette composante sont exclues de l'analyse.

En 1994-1995, on a sélectionné 20 095 personnes parmi la population à domicile pour faire partie du panel longitudinal de l'ENSP. De celles-ci, 86,0 % ont consenti à participer à l'enquête, ce qui a donné un échantillon de 17 276 personnes. Les taux de réponse aux cycles subséquents ont été de 92,8 % en 1996-1997, de 88,3 % en 1998-1999, de 84,8 % en 2000-2002, de 80,5 % en 2002-2003 et de 77,4 % en 2004-2005. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans d'autres articles et rapports⁶.

Les données ont été recueillies principalement dans le cadre d'interviews sur place en 1994-1995 et surtout à l'aide d'interviews téléphoniques par la suite. Toutes les interviews ont été menées au moyen d'une application assistée par ordinateur. Afin d'écartier la possibilité que le mode de collecte ait une incidence sur les résultats de l'enquête, seules les données se rapportant à la période 1996-1997 à 2004-2005 ont été analysées. Plus de 96 % des interviews réalisées en 1996-1997 et en 1998-1999 ont été menées par téléphone. C'était le cas de plus de 98 % de celles menées en 2000-2001 et en 2002-2003, et de plus de 99 % de celles réalisées en 2004-2005.

Techniques d'analyse

L'échantillon sur lequel repose la présente analyse a été sélectionné auprès de personnes âgées de 10 à 60 ans en 1994-1995. Faisaient partie de l'analyse les personnes qui avaient atteint l'âge de 18 ans au début d'un intervalle donné (en commençant par celui allant de 1996-1997 à 1998-1999); en étaient exclues celles qui étaient âgées de 65 ans et plus à la fin d'un intervalle donné. Ainsi, une personne âgée de 62 ans en 1996 aurait été incluse dans l'échantillon du premier intervalle de deux ans (1996-1997 à 1998-1999), mais exclue des échantillons subséquents. Les enregistrements correspondant aux femmes qui étaient enceintes au début ou à la fin d'un intervalle de deux ans particulier ont été exclus de l'analyse pour cet intervalle-là.

En tout, 9 387 personnes sélectionnées pour le premier intervalle, soit celui de 1996-1997 à 1998-1999, étaient âgées de 18 à 64 ans au début et à la fin de l'intervalle. Des données sur le poids manquaient dans 318 cas et 203 femmes ont été exclues de l'analyse parce qu'elles étaient enceintes, ce qui a donné un échantillon de 8 866 personnes. Pour les deuxième, troisième et quatrième intervalles, ont été sélectionnées, respectivement, 8 689, 8 098 et 7 517 personnes du même groupe d'âge. Or, des données sur le poids manquaient pour 220, 160 et 139 de ces cas respectivement; par ailleurs, 156, 152 et 139 enregistrements, respectivement, ont été

supprimés parce qu'ils représentaient des femmes enceintes. Ainsi, les échantillons comptaient 8 313, 7 786 et 7 239 personnes respectivement. De plus, les cas pour lesquels il manquait des données sur la taille ont été exclus des analyses fondées sur l'indice de masse corporelle (IMC). Cela correspondait à 7 cas pour le premier intervalle, à 6 pour le deuxième, à 12 pour le troisième et à 8 pour le quatrième.

Les estimations de la variation moyenne de poids se rapportant aux quatre intervalles de deux ans entre 1996-1997 et 2004-2005 ont été calculées pour les hommes et les femmes. Afin de neutraliser l'effet des valeurs aberrantes sur les estimations, on a attribué une valeur de 25 kg aux personnes ayant enregistré une variation de poids de plus de 25 kg. Ainsi, pour l'intervalle 1996-1997, on a adopté cette approche dans 28 cas de diminution de poids et dans 23 cas de gain de poids; pour les intervalles subséquents, en commençant par le moins récent, ces chiffres correspondaient à 32 et 31, à 27 et 42, et à 30 et 30, respectivement.

Afin de déterminer si le taux de variation du poids corporel suivait une tendance à la hausse ou à la baisse avec le temps, on a procédé à une analyse par régression linéaire multiple. Un ensemble de données organisé en fonction des périodes-personnes a été utilisé afin de pouvoir prédire les variations de poids sur deux ans. Les variables comprises dans le modèle étaient le temps, le carré du temps, le sexe, le groupe d'âge, et la catégorie d'IMC au début de l'intervalle de deux ans. Le groupe d'âge et la catégorie d'IMC étaient des covariables qui variaient en fonction du temps. Dans le cas où des valeurs manquaient pour une période et pour une variable quelconque, les données du participant ont été exclues de l'analyse pour cette période-là – dans chaque période, ces cas représentaient moins de 4 % des enregistrements. En revanche, si les données du même participant étaient complètes pour une autre période, l'enregistrement était retenu. Ainsi, l'échantillon du modèle de régression comptait 8 866, 8 313, 7 786 et 7 239 enregistrements respectivement, pour les périodes de l'enquête allant de 1996-1997 à 1998-1999, de 1998-1999 à 2000-2001, de 2000-2001 à 2002-2003, et de 2002-2003 à 2004-2005 respectivement.

Afin de mieux déceler les tendances sous-jacentes aux situations observées en matière de changement de poids corporel, une série de valeurs ont été calculées pour chaque période de deux ans de l'enquête : les proportions de personnes ayant pris du poids, ayant perdu du poids, et ayant gardé le même poids – c.-à-d. n'ayant signalé aucun changement de poids –, ainsi que le gain moyen de poids chez les personnes ayant pris du poids, et la perte moyenne de poids chez les personnes ayant perdu du poids. On a calculé les intervalles de confiance pour les prévalences, selon le sexe, de la prise de poids, de la perte de poids, et du maintien du poids, et on a comparé les prévalences entre elles afin de déterminer s'il y avait eu des variations significatives avec le temps. Pour étudier le lien entre le temps et le gain, ou la perte, de poids, on a appliqué une régression linéaire, en utilisant uniquement les enregistrements de participants dont le poids avait augmenté ou diminué.

Afin de tenir compte du plan de sondage complexe de l'enquête, on a calculé les intervalles de confiance des estimations selon la méthode du rééchantillonnage (méthode du *bootstrap*) pour toutes les analyses. Les poids *bootstrap* d'une personne ont été appliqués à chaque enregistrement obtenu pour cette personne⁷. Le seuil de signification statistique a été fixé à $p < 0,05$ et, afin que les enregistrements soient représentatifs de la population à domicile du Canada en 1994-1995, ils ont été pondérés à l'aide des poids du fichier carré longitudinal. Toutes les analyses ont été réalisées en SAS 9.

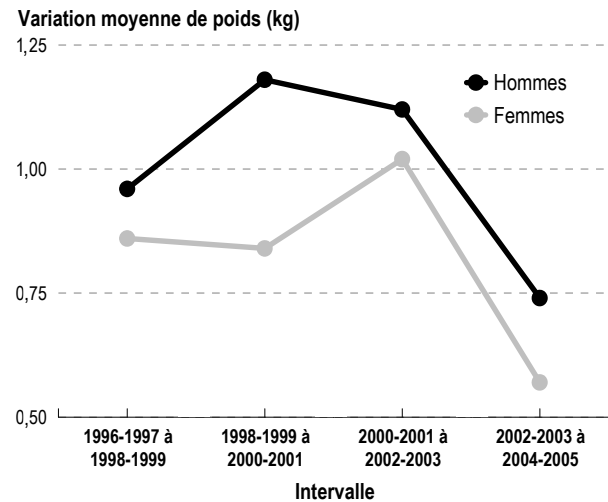
Par conséquent, pour comprendre l'obésité, il est nécessaire d'obtenir des renseignements sur le rythme auquel les personnes prennent (ou perdent) du poids. Les études longitudinales réalisées auprès d'Américains adultes ont montré qu'en général, ceux-ci prennent du poids jusqu'à l'âge de 55 à 60 ans, puis en perdent graduellement par la suite⁸⁻¹⁰. Peu d'études se sont penchées sur les taux de variation du poids d'un échantillon représentatif de la population. L'analyse des données provenant de l'Enquête condition physique Canada de 1981 et de l'enquête de suivi, soit l'Enquête Campbell sur le mieux-être au Canada de 1988, révèle que l'indice de masse corporelle (IMC) est demeuré relativement stable dans l'intervalle entre les deux enquêtes, mais les chercheurs n'ont toutefois pas estimé le taux de variation¹¹. Selon une autre étude fondée sur les mêmes données, on estime que dans les familles composées d'au moins deux personnes, la variation de poids pour la période allant de 1981 à 1988 correspondait à un gain de 2,9 kilogrammes (kg) chez les pères et à un gain de 3,5 kg chez les mères¹². Toutefois, comme ces études ne portaient que sur deux moments dans le temps, elles n'ont pas permis de déterminer si les taux de gain de poids évoluaient ou s'ils demeuraient stables.

La présente analyse, qui est fondée sur des données provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) – une enquête longitudinale –, a pour but d'examiner la variation sur deux ans du poids autodéclaré de la population adulte à domicile, pour la période allant de 1996-1997 à 2004-2005, afin de déterminer si les changements de poids surviennent de plus en plus rapidement, de plus en plus lentement, ou à un rythme constant (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*).

Ralentissement du rythme de gain de poids

Les Canadiens continuent de prendre du poids, mais les données semblent indiquer que le rythme auquel ils le font a ralenti. Dans l'intervalle de deux ans entre 1996-1997 et 1998-1999, le poids autodéclaré moyen des personnes de 18 à 64 ans a augmenté de 0,96 kg chez les hommes et de 0,86 kg chez les

Graphique 1
Variation moyenne de poids sur deux ans, selon le sexe, population à domicile de 18 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2004-2005



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 à 2004-2005, Fichier santé longitudinal

femmes (graphique 1). Entre 2000-2001 et 2002-2003, la prise de poids moyenne a été plus élevée, soit de 1,12 kg chez les hommes et de 1,02 kg chez les femmes. Au cours des deux années suivantes, soit de 2002-2003 à 2004-2005, le poids des adultes a continué de croître, mais la valeur moyenne du gain de poids a été plus faible, soit de 0,74 kg pour les hommes et de 0,57 kg pour les femmes. Les résultats de l'analyse de régression (tableau A en annexe) indiquent que le profil du gain est statistiquement significatif. Ainsi, dans l'ensemble, les adultes ont continué de prendre du poids, mais significativement (statistiquement) moins que durant les périodes antérieures.

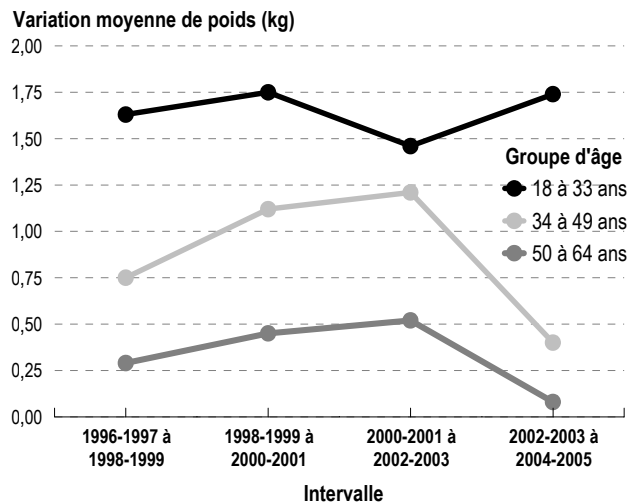
Le gain de poids varie

Les changements de poids sont associés de façon significative au sexe, au groupe d'âge et au niveau d'obésité mesuré par l'indice de masse corporelle (IMC) (tableau A en annexe).

Dans l'intervalle de huit ans entre 1996-1997 et 2004-2005, le poids autodéclaré moyen des hommes et des femmes a augmenté quel que soit le groupe d'âge. Cependant, durant chaque intervalle de deux ans, les jeunes adultes de 18 à 33 ans ont eu un gain de poids moyen significativement plus

Graphique 2

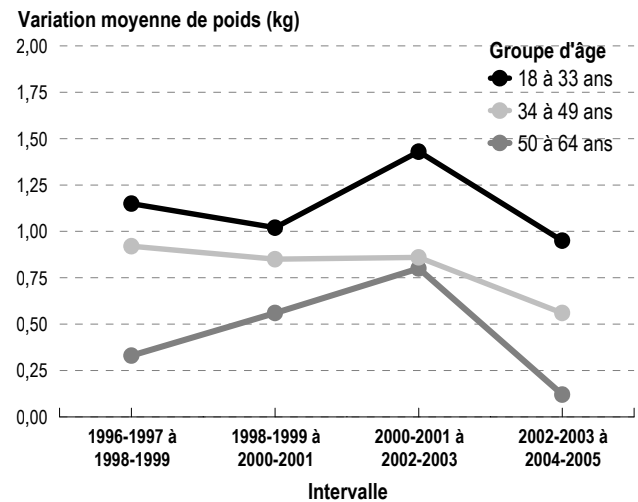
Variation moyenne de poids sur deux ans, selon le groupe d'âge au début de l'intervalle, population à domicile d'hommes de 18 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2004-2005



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 à 2004-2005, Fichier santé longitudinal

Graphique 3

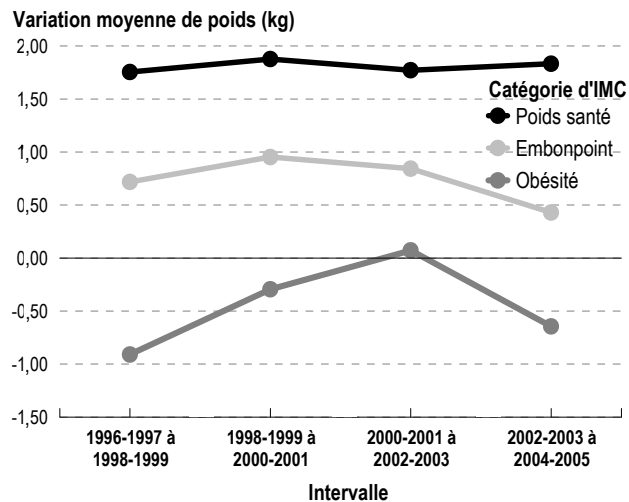
Variation moyenne de poids sur deux ans, selon le groupe d'âge au début de l'intervalle, population à domicile de femmes de 18 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2004-2005



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 à 2004-2005, Fichier santé longitudinal

Graphique 4

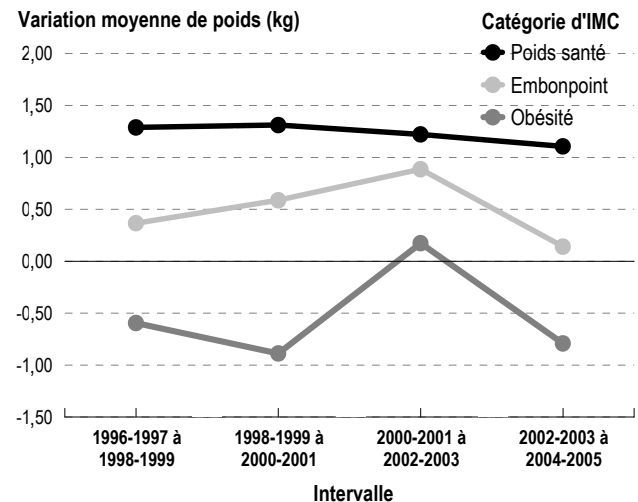
Variation moyenne de poids sur deux ans, selon la catégorie d'IMC au début de l'intervalle, population à domicile d'hommes de 18 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2004-2005



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 à 2004-2005, Fichier santé longitudinal

Graphique 5

Variation moyenne de poids sur deux ans, selon la catégorie d'IMC au début de l'intervalle, population à domicile de femmes de 18 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2004-2005



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 à 2004-2005, Fichier santé longitudinal

Définitions

Le poids a été autodéclaré et converti au kilogramme près pour les personnes qui ont exprimé la réponse en livres. De même, la taille a été autodéclarée et convertie en mètres pour les personnes qui ont donné la réponse en pieds et pouces.

L'indice de masse corporelle (IMC) est calculé en divisant le poids, exprimé en kilogrammes, par le carré de la taille en mètres. D'après les lignes directrices de Santé Canada¹³, les personnes ayant un IMC inférieur à 18,5 sont considérées comme ayant un poids insuffisant, celles dont l'IMC va de 18,5 à 24,9, comme ayant un poids santé, celles dont l'IMC s'étend de 25,0 à 29,9, comme ayant un excès de poids (embonpoint) et celles dont l'IMC est égal ou supérieur à 30, comme étant obèses.

Trois groupes d'âge adultes ont été définis : 18 à 33 ans, 34 à 49 ans et 50 à 64 ans.

important que les personnes de 34 à 49 ans. Les adultes plus vieux, âgés de 50 à 64 ans, ont eu des gains de poids significativement plus faibles que les 34 à 49 ans (graphique 2 et graphique 3).

La tendance générale à la diminution du gain moyen de poids entre 2002-2003 et 2004-2005 s'est observée chez les hommes et chez les femmes de la plupart des groupes d'âge. Font exception les hommes de 18 à 33 ans, dont le gain de poids moyen au cours de cette période de deux ans était supérieur à celui observé pour la période précédente.

L'IMC est associé à l'importance de la variation du poids autodéclaré au cours de chaque intervalle de deux ans (graphique 4 et graphique 5). En moyenne, les personnes qui faisaient de l'embonpoint ont gagné 0,8 kg de moins que celles dont l'IMC se situait dans la fourchette de poids santé (tableau A en annexe), et les personnes qui étaient obèses, 1,9 kg de moins. En fait, durant la plupart des intervalles de deux ans, le poids autodéclaré des personnes obèses a diminué en moyenne.

La diminution globale du gain moyen de poids au cours du plus récent intervalle de deux ans pourrait refléter un ensemble de tendances, incluant un accroissement du nombre de personnes qui perdent du poids, une augmentation du poids perdu, une diminution du nombre de personnes qui prennent du poids, une diminution de la prise de poids, ou une combinaison de ces tendances. D'autres analyses tentent de découvrir lesquelles en particulier auraient pu être à l'origine du ralentissement de la prise de poids.

Un pourcentage plus faible de Canadiens prennent du poids

Durant chacun des trois premiers intervalles de deux ans de l'enquête, près de la moitié des adultes ont déclaré avoir pris du poids. Toutefois, entre

Tableau 1

Prévalence de la variation de poids et variation moyenne (en kilogrammes) par intervalle de deux ans, selon le sexe, population à domicile de 18 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2004-2005

Tendance de la variation moyenne de poids [†]	Intervalle															
	1996-1997 à 1998-1999				1998-1999 à 2000-2001				2000-2001 à 2002-2003				2002-2003 à 2004-2005			
	%	Nombre	kg	É.-t.	%	Nombre	kg	É.-t.	%	Nombre	kg	É.-t.	%	Nombre	kg	É.-t.
Hommes																
Gain (p < 0,05)	49	2 114	4,56	0,10	51	1 988	4,82	0,11	49	1 819	4,98	0,13	44 [‡]	1 499	4,99	0,14
Perte (non significative)	28	1 194	-4,56	0,18	27	1 109	-4,68	0,18	29	1 049	-4,42	0,17	32 [§]	1 106	-4,61	0,17
Poids stable	23	969	--		22	855	--		22	815	--		23	792	--	
Femmes																
Gain (p < 0,05)	49	2 253	4,39	0,10	48	2 131	4,50	0,11	49	2 033	4,78	0,14	46	1 767	4,62	0,12
Perte (p < 0,05)	29	1 342	-4,35	0,12	29	1 274	-4,54	0,13	29	1 206	-4,46	0,15	32	1 247	-4,91	0,20
Poids stable	22	994	--		22	956	--		22	864	--		22	828	--	

[†] La tendance de la variation moyenne de poids est basée sur la régression linéaire du gain ou de la perte de poids en fonction du temps.

[‡] Valeur significativement différente de celle observée pour les trois premiers intervalles (p < 0,05).

[§] Valeur significativement différente de celle observée pour les intervalles de 1996-1997 à 1998-1999 et de 1998-1999 à 2000-2001 (p < 0,05).

Nota : Tous les pourcentages sont exacts à 2 points de pourcentage près.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 à 2004-2005, Fichier santé longitudinal

Limites

Les données sur lesquelles repose la présente analyse ont été recueillies principalement par le truchement de l'interview téléphonique assistée par ordinateur; les réponses ont été autodéclarées ou fournies par personne interposée. Or, les réponses autodéclarées peuvent comporter un biais comme, par exemple, le biais dû à la désirabilité sociale; en effet, le poids autodéclaré d'une personne est généralement sous-estimé par rapport à son poids mesuré³. En outre, un biais qui varie dans les réponses d'un participant en cours d'enquête peut influencer les résultats. Ainsi, il est possible que l'intérêt médiatique accru porté au dossier de l'obésité ces dernières années ait renforcé ce biais. D'autres analyses (effectuées à partir de données américaines) n'ont toutefois décelé aucune variation significative dans le biais lié à l'autodéclaration du poids et de la taille entre 1988 et 1994 et entre 1999 et 2002¹⁴.

Dans toute enquête, la non-réponse peut entraîner un biais. Or, si les poids du fichier carré longitudinal de 1994-1995 compensent pour la non-réponse à la période initiale de l'enquête, ils ne le font pas pour les périodes subséquentes. Cela a peut-être biaisé les résultats. Il est possible toutefois que la régression à partir d'ensembles de données organisés selon les périodes-personnes – laquelle n'exige pas de participer à chaque période pour être inclus dans l'analyse – ait quelque peu atténué ce biais. À l'avenir, les analyses devront tenir compte des structures de non-réponse de manière à pouvoir évaluer l'incidence de l'érosion sélective de l'échantillon sur les résultats d'enquête.

Puisque les données peuvent être conçues comme étant des observations emboîtées au niveau de l'individu, un modèle de courbe de croissance constituerait une bonne approche pour l'analyse de données¹⁵. Des analyses avaient déjà été effectuées à l'aide d'un modèle de courbe de croissance en SAS; cependant, avec la PROC MIXED de SAS, les valeurs obtenues sont biaisées lorsqu'on utilise les poids de sondage dans l'estimation¹⁶ et, de plus, on ne pouvait pas utiliser la procédure de rééchantillonnage (méthode du *bootstrap*) pour estimer la variance. Par conséquent, on a adopté une autre approche, basée sur l'utilisation d'un fichier de données organisé selon les périodes-personnes. Bien qu'elle soit moins efficace qu'un modèle de courbe de croissance, cette approche n'entraîne aucun biais et permet d'estimer la variance par la procédure de rééchantillonnage.

2002-2003 et 2004-2005, cette proportion a diminué : 44 % des hommes et 46 % des femmes ont pris du poids (tableau 1), ce qui, chez les hommes seulement, représentait une proportion significativement plus faible que pour tous les intervalles précédents.

Par ailleurs, en 2004-2005, 32 % des hommes ont déclaré un poids inférieur à celui qu'ils avaient en 2002-2003, soit une proportion significativement plus élevée que celle observée dans le cas des deux premiers intervalles. La proportion de femmes ayant perdu du poids ne diffère pas significativement d'un intervalle à l'autre puisque, de 29 % pour les trois premiers intervalles, elle n'est passée qu'à 32 % pour le dernier intervalle de l'enquête.

Les Canadiens qui prennent du poids en prennent plus qu'auparavant

Chez les hommes ayant pris du poids, le gain moyen de poids est passé de 4,56 kg dans le cas du premier intervalle de deux ans à 4,99 kg dans celui du dernier, soit une tendance à la hausse statistiquement significative (tableau 1). Le gain moyen de poids chez les femmes ayant pris du poids variait entre 4,39 kg et 4,78 kg, soit une tendance à la hausse statistiquement significative elle aussi.

Il n'y avait aucune tendance statistiquement significative chez les hommes ayant perdu du poids, le poids moyen perdu chez ceux-ci ayant varié entre 4,42 kg et 4,68 kg. En revanche, chez les femmes ayant perdu du poids, le poids moyen perdu s'est accru de façon significative pour passer de 4,35 kg dans le premier intervalle de deux ans de l'enquête à 4,91 kg dans le tout dernier.

Ainsi, cette tendance générale à la baisse du gain moyen de poids observée dans le cas du tout dernier intervalle (entre 2002-2003 et 2004-2005) semble être attribuable à une combinaison de facteurs, c'est-à-dire à la proportion plus faible d'hommes qui prennent du poids et à une perte de poids plus importante chez les femmes qui perdent du poids.

Un processus dynamique

En examinant les tendances du changement de poids chez les Canadiens pour l'ensemble des intervalles

de deux ans de l'enquête, il faut se rappeler que les cas de prise de poids, de perte de poids ou de maintien du poids corporel ne s'appliquaient pas toujours aux mêmes personnes. À titre d'exemple, parmi les femmes qui ont perdu du poids entre 1996-1997 et 1998-1999, près de 64 % ont eu un gain de poids dans l'intervalle suivant, soit entre 1998-1999 et 2000-2001. Inversement, parmi les femmes qui ont pris du poids pendant le premier intervalle de deux ans, environ 38 % en ont perdu dans l'intervalle suivant, et environ 39 % en ont gagné dans l'intervalle subséquent. La tendance était semblable pour les hommes : plus des deux tiers des hommes qui ont perdu du poids dans un intervalle donné en ont gagné dans l'intervalle subséquent.

Effets cumulés

En moyenne, les changements de poids survenus chez les adultes au cours de chacun des intervalles de deux ans de l'enquête représentent des gains de poids allant de 0,5 kg à 1 kg (de 1,1 lb à 2,2 lb); pour toutes les périodes réunies, les hommes ont enregistré un gain moyen de 4,01 kg (8,8 lb) et les femmes, un gain moyen de 3,44 kg (7,6 lb). Ces gains peuvent paraître faibles, mais de telles variations étant cumulées, elles ont pour effet de déplacer davantage la courbe de répartition de la population vers des poids nuisibles pour la santé. En l'occurrence, il s'agit d'une population affichant déjà de forts taux de prévalence de l'embonpoint et de l'obésité³. Si faible qu'il soit, un tel déplacement vers des valeurs représentatives d'un poids excessif peut avoir des répercussions importantes sur l'incidence des maladies liées au poids¹⁷.

Mot de la fin

La présente analyse fait état des tendances du changement de poids chez les Canadiens adultes, pour la période allant de 1996-1997 à 2004-2005, notamment un ralentissement du gain moyen de poids et une hausse du nombre d'hommes qui perdent du poids. La prise de poids chez les personnes qui gagnent du poids est, quant à elle, plus importante.

D'autres recherches s'imposent en vue de déterminer les facteurs à l'origine de ces tendances ainsi que ceux pouvant leur être associés. S'il est reconnu que les principaux déterminants de la prise de poids sont un mode de vie sédentaire et une mauvaise alimentation, il ne faut pas s'arrêter là pour autant. Il importe aussi d'étudier d'autres causes possibles, comme, par exemple, les facteurs liés à l'environnement¹⁸. En particulier, les analyses longitudinales sont nécessaires à l'élaboration de stratégies de santé publique ciblant le problème de l'obésité au Canada. L'analyse de données provenant des cycles à venir de l'Enquête nationale sur la santé de la population permettra de déterminer si le ralentissement du rythme de la prise de poids se poursuit dans l'avenir.

En moyenne, les Canadiens adultes continuent de gagner du poids. Mais comme les messages de santé publique visant à promouvoir l'adoption de bonnes habitudes alimentaires et l'importance de l'activité physique se sont multipliés, il est possible que, sans ces interventions, le rythme de la prise de poids enregistré récemment ait été plus élevé. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Jean-Marie Berthelot, qui a lancé l'idée du présent article, ainsi que Georgia Roberts, qui a fourni une aide statistique et méthodologique précieuse, et Kathy White et Christel Le Petit, qui ont formulé des commentaires constructifs au cours des étapes successives du processus d'écriture.

Une version électronique du présent article, « Tendances du changement de poids chez les Canadiens adultes », a été diffusée le 6 novembre 2006 dans la série En santé aujourd'hui, en santé demain? : résultats de l'Enquête nationale sur la santé de la population (82-618-MWF, publication gratuite). Cette publication peut être consultée à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/research/82-618-MIF/82-618-MIF2005003_f.htm.

Références

1. K. Flegal, M. Carroll, R. Kuczmarski *et al.*, « Overweight and obesity in the United States: prevalence and trends 1960-1994 », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 22, 1998, p. 39-47.
2. C.L. Odgen, M. Carroll, L.R. Curtin *et al.*, « Prevalence of overweight and obesity in the United States, 1999-2004 », *Journal of the American Medical Association*, 295(13), 2006, p. 1549-1555.
3. M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 9-26 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
4. National Institutes of Health, « Clinical guidelines on the identification, evaluation, and treatment of overweight and obesity in adults: The evidence report », *Obesity Research*, 6(Suppl. 2), 1998, p. 51S-209S.
5. C. Le Petit et J.-M. Berthelot, « L'obésité : un enjeu en croissance », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 45-53 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. L. Swain, G. Catlin et M. P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. G.M. Fitzmaurice, N.M. Laird et J.H. Ware, *Applied Longitudinal Analysis*, New York, Wiley, 2004.
8. D.F. Williamson, « Descriptive epidemiology of body weight and weight change in U.S. adults », *Annals of Internal Medicine*, 119(7 Pt.2), 1993, p. 646-649.
9. T.J. Sheehan, S. DuBrava, L.M. DeChello *et al.*, « Rates of weight change for black and white Americans over a twenty year period », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 27(4), 2003, p. 498-504.
10. K.D. Truong et R. Sturm, « Weight gain trends across sociodemographic groups in the United States », *American Journal of Public Health*, 95(9), 2005, p. 1602-1607.
11. P.T. Katzmarzyk, L. Perusse, R.M. Malina *et al.*, « Seven-year stability of indicators of obesity and adipose tissue distribution in the Canadian population », *The American Journal of Clinical Nutrition*, 69(6), 1999, p. 1123-1129.
12. M.S. Hunt, P.T. Katzmarzyk, L. Perusse *et al.*, « Familial resemblance of 7-year changes in body mass and adiposity », *Obesity Research*, 10(6), 2002, p. 507-517.
13. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes*, Ottawa, 2003 (Santé Canada, n° H49-179/2003F au catalogue).
14. M. Ezzati, H. Martin, S. Skjold *et al.*, « Trends in national and state-level obesity in the USA after correction for self-report bias: analysis of health surveys », *Journal of the Royal Society of Medicine*, 99, 2006, p. 250-257.
15. J.B. Singer et J.B. Willett, *Applied Longitudinal Data Analysis*, Toronto, Oxford, 2003.
16. T. Asparouhov, « Sampling weights in latent variable modellings », *Structural Equation Modelling* 2005, 12(3), p. 411-434.
17. G. Rose, « Sick individuals and sick populations », *International Journal of Epidemiology*, 14(1), 1985, p. 32-38.
18. S.W. Keith, D.T. Redden, P.T. Katzmarzyk *et al.*, « Putative contributors to the secular increase in obesity: exploring the roads less traveled », *International Journal of Obesity* [prépublication en direct (2006)1-10], disponible à l'adresse <http://www.nature.com/ijo/journal/vaop/ncurrent/full/083326a.html> (document consulté le 18 septembre 2006).

Annexe

Tableau A

Résultats de la régression linéaire prédisant la variation de poids sur deux ans en kilogrammes en fonction du temps, du carré du temps, du sexe, du groupe d'âge et de la catégorie d'IMC, population à domicile de 18 à 64 ans, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2004-2005

	β	Intervalle de confiance de 95 %
Ordonnée à l'origine	0,67*	0,24 à 1,10
Temps	0,60*	0,21 à 1,00
Carré du temps	-0,13*	-0,20 à -0,05
Hommes [†]	0,40*	0,28 à 0,53
18 à 33 ans [‡]	0,30*	0,15 à 0,46
50 à 64 ans [‡]	-0,33*	-0,47 à -0,18
Insuffisance pondérale [§]	1,56*	0,97 à 2,15
Embonpoint [§]	-0,82*	-0,99 à -0,66
Obésité [§]	-1,88*	-2,13 à -1,63

* $p < 0,05$.

[†] Le groupe de référence est celui des femmes.

[‡] Le groupe de référence est celui des personnes de 34 à 49 ans.

[§] Le groupe de référence est celui des personnes ayant un poids santé.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997 à 2004-2005, Fichier santé longitudinal

Les habitudes alimentaires des Canadiens

Didier Garriguet

Résumé

Objectifs

Le présent rapport donne une vue d'ensemble des habitudes alimentaires des Canadiens, dont l'apport calorique total, le nombre de portions consommées pour chaque groupe d'aliments, et le pourcentage de l'apport calorique total provenant des lipides, des protéines et des glucides.

Sources des données

Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition menée en 2004. Les résultats publiés de l'Enquête Nutrition Canada de 1970-1972 ont été utilisés afin de pouvoir établir des comparaisons chronologiques.

Techniques d'analyse

Un questionnaire initial de rappel alimentaire de 24 heures a été administré à 35 107 personnes. Puis, un sous-échantillon de 10 786 personnes ont répondu à un deuxième questionnaire de rappel alimentaire trois à dix jours plus tard. Les données recueillies lors de la première entrevue ont été utilisées pour estimer, selon certaines caractéristiques, l'apport calorique moyen et le pourcentage moyen de calories provenant des lipides, des protéines et des glucides. L'apport habituel de macronutriments a été estimé à l'aide du programme Software for Intake Distribution Estimation (SIDE), à partir de données tirées des deux entrevues.

Principaux résultats

Même s'il est recommandé de consommer au moins cinq portions de légumes et fruits par jour, 7 enfants de 4 à 8 ans sur 10 et la moitié des adultes n'avaient pas observé cette recommandation en 2004. Plus du tiers des enfants de 4 à 9 ans n'avaient pas consommé les deux portions quotidiennes recommandées de produits laitiers. Plus du quart des Canadiens de 31 à 50 ans tiraient plus de 35 % de leur apport calorique total des lipides. Les collations fournissaient un apport calorique plus important que le déjeuner, et environ le même que le dîner.

Mots-clés

Régime alimentaire, habitudes alimentaires, manger, apport énergétique, apport alimentaire, nutrition, enquêtes sur la nutrition

Auteur

Didier Garriguet (613-951-7187; Didier.Garriguet@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada (Ottawa) K1A 0T6.

À la maison, au travail ou à l'école, dans un restaurant cinq étoiles ou à un comptoir de commandes à emporter du voisinage, les Canadiens se voient offrir une variété sans cesse croissante d'aliments. Soucieuses de répondre aux besoins des ménages dont les horaires sont surchargés, les épiceries offrent une abondance de produits importés, ainsi que des mets surgelés qui peuvent être préparés en quelques minutes. Des fruits et légumes frais, qui autrefois étaient considérés comme des produits exotiques, sont maintenant disponibles tout au long de l'année. Enfin, le prêt-à-manger fait aujourd'hui partie d'un régime alimentaire courant. Parmi tous ces choix, que mangent les Canadiens?

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition réalisée en 2004 est alors la première enquête nationale sur les habitudes alimentaires des Canadiens à être menée depuis le début des années 1970. Il s'agit également de l'enquête la plus importante et la plus complète de la sorte jamais effectuée au Canada. Tout au long de l'année 2004, on a demandé à plus de 35 000 personnes de se remémorer ce qu'elles avaient mangé au cours des dernières 24 heures. On leur a également demandé

Méthodologie

Source des données

La plupart des données utilisées dans la présente analyse proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition effectuée en 2004, qui a été conçue en vue de recueillir des renseignements sur les habitudes alimentaires des Canadiens (<http://www.statcan.ca/francais/concepts/hs>). Sont exclus du champ d'observation de l'enquête les membres de la force régulière des Forces canadiennes, les habitants des trois territoires, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, les personnes vivant en établissement, ainsi que tous les résidents (militaires et civils) des bases des Forces canadiennes. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ESCC sont décrits en détail dans un rapport publié antérieurement¹.

En tout, 35 107 personnes ont répondu à un questionnaire initial de rappel alimentaire de 24 heures. Un sous-échantillon de 10 786 personnes ont rempli un deuxième questionnaire de rappel alimentaire trois à dix jours plus tard. Afin d'aider aux participants à se remémorer avec le plus de précision possible ce qu'ils avaient mangé le jour d'avant, on a eu recours à une méthode en cinq étapes, à savoir :

- une liste rapide (les participants énuméraient rapidement, sans se soucier de l'ordre de présentation, toutes les boissons et tous les aliments consommés);
- une série de questions sur des catégories d'aliments déterminées et certains aliments fréquemment oubliés;
- des questions sur l'heure des occasions de consommation;
- une série de questions visant à recueillir des renseignements plus détaillés sur les aliments et les boissons – de même que sur les quantités – consommés;
- une révision finale.

Les participants pouvaient nommer des aliments de base (p. ex. une pomme) ou des recettes (p. ex. lasagne). Pour pouvoir déterminer quels ingrédients entraient dans la préparation des recettes, on s'est inspiré de recettes standard, ce qui n'a pas empêché que, pour chaque recette déclarée, l'intervieweur pose des questions supplémentaires, de manière à déterminer si la recette contenait des ingrédients non standard.

Les taux de réponse à la première et à la seconde entrevue ont été de 76,5 % et de 72,8 %, respectivement. La composition en macronutriments et en micronutriments des aliments est tirée du Fichier canadien sur les éléments nutritifs (supplément 2001b)² de Santé Canada.

Ont été exclus de l'analyse 112 cas pour lesquels l'apport alimentaire était invalide et 20 cas pour lesquels cet apport était nul. Les femmes enceintes (175), les femmes qui allaitaient (91) et les enfants de 4 ans qui étaient allaités (3) ont également été exclus.

Les résultats publiés de l'Enquête Nutrition Canada de 1970-1972 ont servi à la comparaison des apports caloriques et des apports de lipides enregistrés il y a trois décennies à ceux de 2004. Le taux de réponse de l'Enquête de 1970-1972, qui a été réalisée auprès de 10 994 personnes de cinq ans et plus, a été de 47 %.

Techniques d'analyse

Les données recueillies lors de la première entrevue ont servi à estimer, selon l'âge et le sexe, l'apport énergétique moyen (calories) et les pourcentages moyens de cet apport énergétique qui étaient tirés des lipides, des protéines et des glucides. Pour déterminer le nombre de calories correspondant à chacun de ces trois macronutriments, les quantités en grammes ont été multipliées par 9, 4 et 4, respectivement. Les moyennes ont été définies comme étant la moyenne des ratios de chaque personne. L'apport énergétique total tient compte des calories provenant des boissons alcoolisées consommées (7 calories par gramme), mais le pourcentage de calories associées à l'alcool n'est pas présenté séparément.

On a estimé l'apport habituel des macronutriments à partir des données recueillies lors des deux entrevues en utilisant le programme Software for Intake Distribution Estimation (SIDE)^{3,4} (voir *Apport d'un jour contre apport habituel*).

Les aliments (aliments de base, recettes ou ingrédients) ont été classés selon les quatre groupes dont fait état le *Guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus*⁵ – légumes et fruits, produits laitiers, viandes et substituts et produits céréaliers –, ainsi que la catégorie « autres aliments ». Aucun aliment n'a été compté deux fois; par exemple, si une recette était classée dans la catégorie « Autres aliments », on utilisait la recette plutôt que les ingrédients, et inversement. Comme pour les macronutriments, des statistiques descriptives ont été utilisées pour estimer l'apport calorique quotidien de chaque groupe d'aliments et le nombre de portions consommées par jour. La répartition des portions habituelles de chaque groupe d'aliments a été estimée à l'aide du programme SIDE³.

Les quantités exprimées en grammes ont été converties en portions pour les légumes et fruits, les produits laitiers et les produits céréaliers, à l'aide du Fichier canadien sur les aliments nutritifs² fourni par Santé Canada. Les quantités de viandes et substituts sont déterminées selon le poids de la viande cuite, une portion correspondant à 50 à 100 grammes de viande. Les portions définies sans intervalle (le beurre d'arachide, par exemple) ont été multipliées par un facteur équivalant à 50 grammes de viande cuite.

Le pourcentage énergétique associé à un regroupement particulier d'aliments correspond au nombre total de calories tirées de ce regroupement pour une population, divisé par le nombre total de calories consommées par cette population. On a appliqué la même méthode pour calculer le pourcentage des lipides associés à des regroupements particuliers d'aliments.

Les aliments fournissant la plupart des calories provenant des « Autres aliments » ont été déterminés à partir des catégories « aliments » et « recettes » (tableau 2). Les catégories sont spécifiques à un aliment ou à une recette. Certaines catégories sont semblables tant pour les aliments que pour les recettes. Par conséquent, les vinaigrettes et les boissons aux fruits englobent des éléments classés comme ingrédient ou comme recette.

Afin de déterminer quels aliments apportaient la plus grande partie des lipides consommés en une journée, on a pris en considération les aliments de base et les recettes (tableau 4). Les catégories « produits de pâtisserie », « lait et boissons à base de lait », « mets composés de poulet » et « mets composés d'œufs » sont tirées des catégories « aliments » et « recettes ». Toutefois, les « salades » comprennent la vinaigrette seulement si elle fait partie de la recette et non si elle est déclarée séparément. Les « mets composés de pâtes » ne comprennent pas les pâtes alimentaires déclarées séparément, et les « mets composés de fromage » excluent les fromages déclarés séparément.

Le pourcentage énergétique ou le pourcentage de lipides correspond au nombre total de calories ou au total des lipides provenant d'une catégorie divisé par le nombre total de calories ou le total des lipides provenant de l'ensemble des catégories (tableaux 2 et 4).

Pour déterminer le pourcentage de la population ayant pris un repas donné (déjeuner, dîner, souper) ou ayant mangé entre les repas (collations), on divise le nombre de personnes ayant déclaré le repas ou la collation lors de la première entrevue par le nombre total de personnes ayant participé à la première entrevue. Ce pourcentage représente un instantané d'une journée donnée et n'indique pas à quelle fréquence les personnes prennent habituellement un repas particulier ou une collation. De même, le pourcentage de calories que fournit un repas (déjeuner, dîner, souper ou collation) correspond au nombre de calories que tire de ce repas l'ensemble de la population, divisé par le nombre total de calories consommées par la population en une journée.

La même méthode a été utilisée pour déterminer à quel endroit les aliments ont été préparés (à la maison, dans un restaurant de service rapide ou autre).

La méthode du *bootstrap*, qui tient compte du plan d'enquête complexe⁶⁻⁸, a été utilisée pour estimer les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance. Le niveau de signification a été fixé à $p < 0,05$.

à quel moment elles avaient mangé (déjeuner, dîner, souper ou collation) et à quel endroit les aliments consommés avaient été préparés (à la maison, au restaurant ou dans un restaurant de service rapide, par exemple).

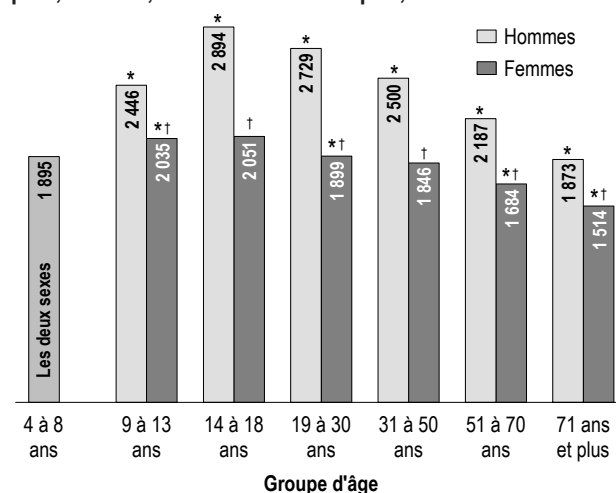
Dans le présent article – fondé sur les résultats initiaux de l'ESCC – Nutrition réalisée en 2004 –, on donne un aperçu de ce que les Canadiens mangent : l'apport calorique des produits qu'ils consomment, s'ils prennent chaque jour le nombre minimal recommandé de portions⁵ de légumes et fruits, de produits laitiers, de viandes et substituts, et de produits céréaliers, et quel pourcentage de leur apport calorique total provient de lipides, de protéines et de glucides. Afin de fournir un contexte historique, on présente aussi les résultats de la précédente enquête nationale sur les habitudes alimentaires des Canadiens, soit l'Enquête Nutrition Canada réalisée de 1970 à 1972⁹ (voir *Méthodologie, Définitions et Limites*).

Apport calorique

La kilocalorie constitue l'unité de mesure de la valeur énergétique des aliments (afin de faciliter la lecture, c'est le terme « calorie » qui est employé ici). Le besoin énergétique d'une personne, c'est-à-dire le nombre de calories dont elle a besoin pour demeurer en bonne santé, dépend de plusieurs facteurs, dont l'âge, le sexe, le poids, la taille et le niveau d'activité¹⁰. Ainsi, un homme moyennement actif de 30 ans qui mesure 1,75 mètre (5 pieds 9 pouces) et pèse 75 kilogrammes (kg) (165 livres) a besoin de 2 750 calories par jour, une femme sédentaire de 65 ans qui mesure 1,55 mètre (5 pieds 1 pouce) et pèse 60 kg (132 livres), de 1 600 calories par jour, et un garçon actif de 12 ans qui mesure 1,5 mètre (4 pieds 11 pouces) et pèse 46 kg (101 livres), de 2 625 calories par jour.

L'apport calorique atteint son sommet durant l'adolescence, puis diminue progressivement avec l'âge (graphique 1). En 2004, les garçons de 12 à 19 ans avaient un apport calorique moyen de 2 800 calories par jour, et les filles du même groupe d'âge, d'un peu plus de 2 000 (tableau 1) calories. Parmi les personnes âgées, l'apport quotidien moyen était de 1 950 calories chez les hommes et de 1 550 calories chez les femmes.

Graphique 1
Consommation calorique quotidienne moyenne, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Tableau 1
Consommation calorique quotidienne moyenne, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 5 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1972 et 2004

Groupe d'âge	1972		2004	
	Nombre moyen de calories		Nombre moyen de calories	Intervalle de confiance de 95 %
5 à 11 ans	2 300		2 041	2 005 à 2 076
12 à 19 ans				
Garçons	3 251		2 806	2 736 à 2 877
Filles	2 243		2 047	2 002 à 2 092
20 à 39 ans				
Hommes	3 374		2 660	2 585 à 2 735
Femmes	2 001		1 899	1 835 à 1 963
40 à 64				
Hommes	2 671		2 345	2 280 à 2 410
Femmes	1 726		1 757	1 720 à 1 794
65 ans et plus				
Hommes	2 056		1 948	1 889 à 2 007
Femmes	1 530		1 544	1 507 à 1 581

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. L'apport énergétique estimé comprend les calories provenant des boissons alcoolisées. Les comparaisons statistiques entre 1972 et 2004 ne sont pas possibles.

Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004; Rapport sur les habitudes alimentaires, 1977

C'est dans le cadre de l'Enquête Nutrition Canada réalisée de 1970 à 1972⁹ que des renseignements comparables ont été recueillis pour la dernière fois. Bien que les données de 2004 ne soient pas entièrement comparables (voir *Limites*), l'examen des résultats des deux enquêtes donne néanmoins à penser que l'apport calorique moyen des Canadiens n'a pas augmenté. En fait, les premières données indiquent que la tendance est plutôt à la baisse chez les hommes de 12 à 64 ans et qu'elle est essentiellement stable chez les femmes et chez les hommes plus âgés (tableau 1). À l'opposé, aux États-Unis, on constate une augmentation de l'apport calorique entre 1971-1974 et 1995-2000¹¹.

Des choix alimentaires déterminants

Ce qu'une personne choisit de manger détermine la qualité de son régime alimentaire. Depuis 1942, Santé Canada publie un guide alimentaire en vue d'aider les Canadiens à faire des choix sains en matière d'alimentation¹². C'est le *Guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus*⁵, publié en 1992, qui était en vigueur au moment où se déroulait l'ESCC de 2004.

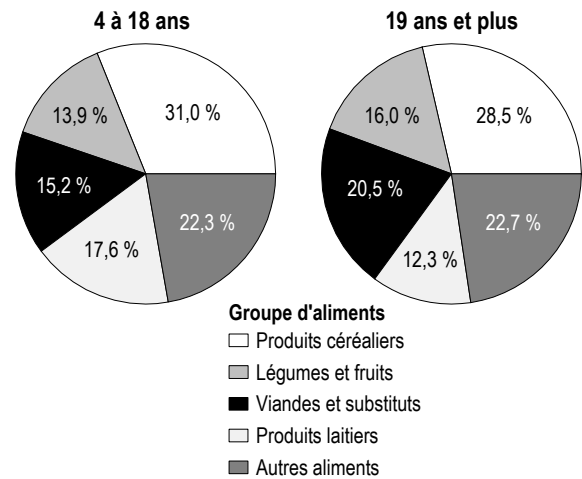
Dans le Guide alimentaire, les aliments étaient répartis en quatre groupes: les légumes et fruits, les produits laitiers, les viandes et substituts, et les produits céréaliers. Une catégorie supplémentaire, les « Autres aliments », regroupait les aliments composés principalement de gras, d'huiles ou de sucres, les grignotines riches en gras ou en sel, les boissons, les fines herbes, les épices et les condiments.

En 2004, tant chez les enfants que chez les adultes, les produits céréaliers constituaient la principale source d'énergie. Ce groupe d'aliments représentait 31 % de l'apport calorique quotidien des jeunes de 4 à 18 ans et 28,5 % de celui des personnes de 19 ans et plus (graphique 2). Au deuxième rang, la catégorie « Autres aliments » représentait en moyenne 22 % de l'apport calorique quotidien chez ces personnes.

Le Guide alimentaire recommandait de consommer chaque jour un nombre plus ou moins grand de portions d'aliments provenant de chaque groupe alimentaire, et de consommer avec modération les « Autres aliments ». En moyenne, les

Graphique 2

Répartition en pourcentage des sources de calories, selon le groupe d'aliments et le groupe d'âge, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Nutrition, 2004

Canadiens consommaient chaque jour le nombre recommandé de portions d'aliments dans la plupart des groupes alimentaires (tableau A en annexe). Cependant, les chiffres obtenus sur la consommation moyenne masquent le fait que des proportions importantes de la population se situaient à l'extérieur des fourchettes recommandées.

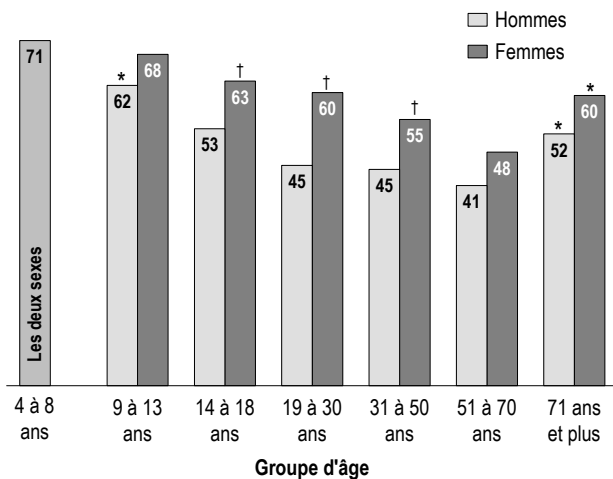
Consommation insuffisante de légumes et fruits

Le Guide alimentaire recommandait de consommer au moins cinq portions de légumes et fruits par jour. Une portion équivaut par exemple à une pomme de grosseur moyenne, à deux tiges de brocoli, ou à 125 millilitres (1/2 tasse) de jus.

En 2004, 7 enfants de 4 à 8 ans sur 10 consommaient moins de cinq portions de fruits et légumes par jour (graphique 3). Chez les 9 à 13 ans, 62 % des filles et 68 % des garçons avaient une consommation insuffisante de légumes et fruits. Chez les adultes, la consommation de fruits et légumes était un peu plus élevée mais, pour environ 50 % d'entre eux, elle était inférieure au nombre recommandé de cinq portions.

Graphique 3

Pourcentage de la population qui consomme moins que le nombre minimal recommandé de portions de légumes et fruits, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. Les estimations sont fondées sur la consommation habituelle. Le Guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus recommande de consommer au moins cinq portions de légumes et fruits par jour.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

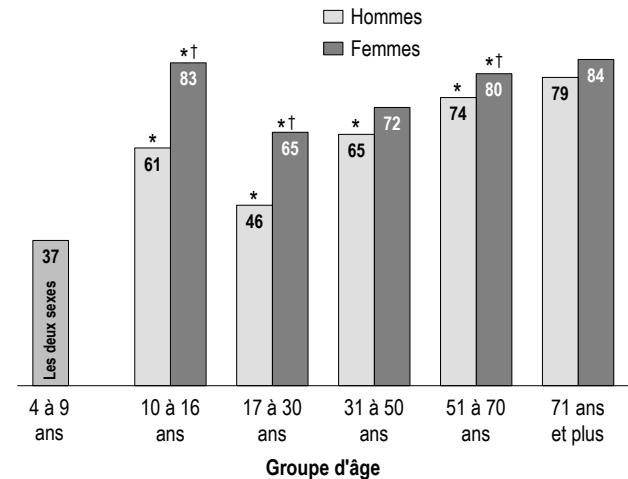
Un enfant sur trois consommait moins que le nombre minimal recommandé de portions de produits laitiers

Le groupe des produits laitiers englobe non seulement le lait proprement dit mais aussi des aliments comme le fromage et le yogourt. En 1992, le Guide alimentaire recommandait de deux à trois portions de produits laitiers par jour pour les enfants de 4 à 9 ans, de trois à quatre portions par jour pour les enfants et les adolescents de 10 à 16 ans, et de deux à quatre portions par jour pour les 17 ans et plus. Une portion de produits laitiers équivalait par exemple à 250 millilitres (1 tasse) de lait, à 50 grammes de fromage, ou à 175 grammes (3/4 tasse) de yogourt.

En 2004, plus du tiers des enfants de 4 à 9 ans consommaient moins que les deux portions quotidiennes recommandées de produits laitiers (graphique 4). Entre 10 et 16 ans, 61 % des garçons et 83 % des filles n'atteignaient pas la

Graphique 4

Pourcentage de la population qui consomme moins que le nombre minimal de portions recommandé de produits laitiers, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. Les estimations sont fondées sur la consommation habituelle. Les groupes d'âge sont répartis de la même façon que dans le Guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus, qui recommande au moins deux portions par jour pour les enfants de 4 à 9 ans et pour les adultes de 17 ans et plus, et trois portions par jour pour les jeunes de 10 à 16 ans.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

recommandation minimale de trois portions par jour. Enfin, chez les hommes et les femmes de 71 ans et plus, la majorité (environ 80 %) consommaient en deçà de deux portions de produits laitiers par jour.

Les viandes et substituts

Le groupe des viandes et substituts comprend le bœuf, le porc, l'agneau, le poulet et le poisson; les légumineuses, comme les haricots et les lentilles; les produits à base de soja, comme le tofu, ainsi que les œufs. Le Guide alimentaire suggérait de consommer de deux à trois portions parmi ce groupe d'aliments chaque jour, soit l'équivalent de 100 à 300 grammes de viande cuite. Une portion équivalait par exemple à une cuisse de poulet ou à une boulette de bœuf haché, à 125 à 250 millilitres (1/2 à 1 tasse) de haricots, à 100 grammes (1/3 tasse) de tofu, ou à un ou deux œufs, selon leur grosseur.

Parmi la population masculine âgée de 14 à 70 ans, la consommation quotidienne moyenne de viandes et substituts était d'au moins 200 grammes (tableau A en annexe) et pour environ le quart de ces personnes, elle excédait 300 grammes (données non présentées). La consommation quotidienne moyenne de viandes et substituts chez les femmes n'excédait jamais 200 grammes. En fait, elle était inférieure à 100 grammes pour 14 % à 18 % des filles de 9 à 18 ans ainsi que pour 15 % des femmes de 71 ans et plus (données non présentées).

Les produits céréaliers

Le Guide alimentaire recommandait de consommer de 5 à 12 portions de produits céréaliers par jour. Une portion équivaut, par exemple, à une tranche de pain, à 30 grammes de céréales froides, à la moitié d'un bagel ou à une demi-tasse de pâtes cuites ou de riz cuit.

Apport d'un jour contre apport habituel

Il importe de distinguer entre deux concepts se rapportant à la consommation alimentaire : l'apport d'un jour et l'apport habituel. L'*apport d'un jour* correspond à l'apport nutritionnel total au cours d'une période spécifique de 24 heures. Ces données ont été recueillies dans le cadre d'une entrevue de l'enquête, au cours de laquelle on a demandé aux participants de dresser la liste de tous les aliments consommés de minuit à minuit la veille. L'*apport habituel* correspond à une vue d'ensemble des aliments typiquement consommés pendant une journée et ne peut être estimé directement à partir de l'apport d'un jour. Toutefois, pour calculer les estimations de la proportion de la population située sous ou au-dessus d'un seuil donné, il faut utiliser une répartition de l'apport habituel.

L'apport habituel varie d'une personne à l'autre. L'apport d'un jour diffère, lui aussi, d'une personne à l'autre mais, pour une personne donnée, il varie également d'une journée à l'autre. Pour estimer l'apport habituel, la variation de l'apport chez une personne d'une journée à l'autre a été éliminée à l'aide du programme Software for Intake Distribution Estimation (SIDE)³. Ce logiciel effectue une série de transformations mathématiques pour estimer chaque composante de la variance ainsi que la répartition de l'apport habituel d'un nutriment^{4,13}. Dans ces calculs, le jour de la semaine a été utilisé pour enlever partiellement l'effet de classification.

En 2004, plus du quart des enfants de 4 à 8 ans consommaient moins que le nombre minimal recommandé de cinq portions par jour de produits céréaliers (données non présentées), et, pour les deux sexes, la proportion de personnes ne consommant pas le nombre minimal recommandé de portions tendait à augmenter avec l'âge. Ainsi, parmi le groupe des 71 ans et plus, 43 % des hommes et 66 % des femmes consommaient moins que les cinq portions quotidiennes recommandées de produits céréaliers.

Les « autres aliments »

La catégorie des « autres aliments » englobe les aliments et boissons qui ne sont pas compris dans les quatre principaux groupes alimentaires, soit les graisses et les huiles comme le beurre et les huiles de friture; les aliments composés essentiellement de sucre comme les confitures, le miel, les sirops et les friandises; les aliments dont la teneur en gras ou en sel est très élevée tels les croustilles (de pommes de terre, de maïs, etc.); les boissons comme les boissons gazeuses, le thé, le café et l'alcool, ainsi que les fines herbes et les condiments comme les marinades, la moutarde et le ketchup.

Même si le Guide alimentaire recommandait de consommer les « autres aliments » avec modération, en 2004, 22 % de l'apport calorique total des Canadiens provenait de cette catégorie (graphique 2). Chez les adolescents de 14 à 18 ans,

Tableau 2

Aliments et boissons représentant les principales sources de calories provenant des « autres aliments », population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Aliments et boissons	% des calories associées aux « autres aliments »
Boissons gazeuses	11,3
Vinaigrettes	9,4
Sucre, sirop, conserves	8,7
Bière	8,2
Boissons aux fruits et à saveur de fruits	6,1
Huiles végétales, graisses animales, shortening	5,8
Margarine	5,3
Barres de chocolat	4,8
Croustilles	4,7
Beurre	3,9

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

cette proportion s'établissait à 25 % (tableau B en annexe).

Si la catégorie des « autres aliments » englobe une grande variété d'aliments et de boissons, la majorité des calories provenaient néanmoins d'un nombre assez restreint d'entre eux. De fait, les dix « autres aliments » les plus couramment consommés fournissaient les deux tiers de l'apport calorique tiré de cette catégorie. Les boissons gazeuses venaient en tête, suivies des vinaigrettes, des sucres, sirops et conserves, de la bière et des huiles et graisses (tableau 2). Compte tenu de la forte teneur en sucre et en lipides de ces dix « autres aliments », on ne peut s'étonner qu'un apport calorique quotidien important provienne de cette catégorie.

La répartition des macronutriments

Dans un rapport publié en 2002, l'Institute of Medicine (IOM), organisme indépendant américain non gouvernemental, a précisé la « fourchette de distribution acceptable des macronutriments » (FDAM), c'est-à-dire la fourchette, exprimée en pourcentage, de l'apport calorique devant provenir des trois macronutriments : les lipides, les protéines et les glucides¹⁰. Un apport se situant à l'intérieur d'une FDAM est associé à un risque réduit de maladies chroniques et permet une consommation adéquate des nutriments essentiels. Ces FDAM ont été adoptées par les responsables de la santé au Canada.

En moyenne, le régime alimentaire des Canadiens en 2004 se situait à l'intérieur des FDAM (tableau C en annexe). Toutefois, les moyennes masquent le fait que, pour d'importantes proportions de la population, l'apport de macronutriments se situait à l'extérieur de ces fourchettes.

L'apport en lipides était excessif pour une grande part de la population

Les lipides constituent une source d'énergie et sont essentiels à un régime alimentaire équilibré. Selon la FDAM, la consommation totale de lipides doit se situer entre 25 % et 35 % de l'apport calorique des enfants et des adolescents, et entre 20 % et 35 % de cet apport chez les adultes de 19 ans et plus. Lorsque celle-ci dépasse 35 %, cela peut représenter un risque pour la santé.

Tableau 3

Pourcentage de calories provenant des lipides, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 5 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1972 et 2004

Groupe d'âge	1972	2004	
	%	%	Intervalle de confiance de 95 %
5 à 11 ans	38	30,5	30,1 à 30,8
12 à 19 ans			
Garçons	41	31,3	30,8 à 31,8
Filles	40	30,8	30,3 à 31,3
20 à 39 ans			
Hommes	41	31,0	30,4 à 32,7
Femmes	40	31,2	30,5 à 31,9
40 à 64 ans			
Hommes	40	31,7	31,1 à 32,3
Femmes	39	31,8	31,2 à 32,3
65 ans et plus			
Hommes	39	31,0	30,3 à 31,6
Femmes	37	30,5	30,0 à 31,0

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. Les comparaisons statistiques entre 1972 et 2004 ne sont pas possibles. L'apport énergétique estimé comprend les calories provenant des boissons alcoolisées.

Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004; Rapport sur les habitudes alimentaires, 1977

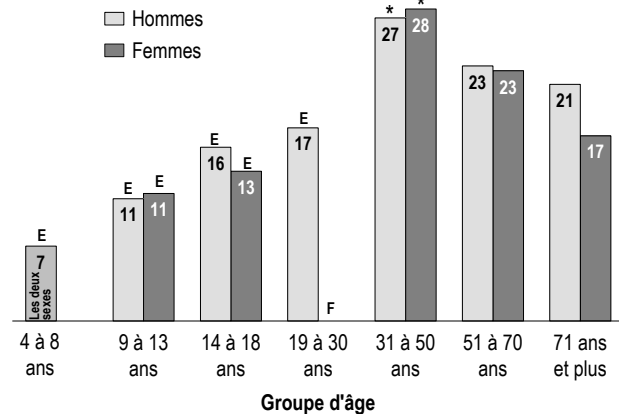
Compte tenu des résultats de l'Enquête Nutrition Canada (1970-1972), on a recommandé aux Canadiens, entre autres, de réduire leur apport en lipides; en moyenne, celui-ci représentait alors environ 40 % de l'apport calorique⁹ (tableau 3). En 2004, cette proportion avait considérablement diminué, pour s'établir à une valeur moyenne d'à peine plus de 31 % de l'apport calorique quotidien (tableau C en annexe).

Bien sûr, cette valeur se situe à l'intérieur de la FDAM, mais une part importante de la population a néanmoins affiché un apport en lipides supérieur au maximum recommandé. La surconsommation de lipides a atteint son sommet chez les personnes de 31 à 50 ans, dont plus du quart avaient tiré des lipides plus de 35 % de leur apport calorique total (graphique 5). Dans les groupes d'âge plus avancés, plus de 35 % de l'apport calorique provenait des lipides chez 1 personne sur 5 environ.

Le groupe « viandes et substituts » constituait la principale source de lipides en 2004 (graphique 6). Les adultes tiraient de ce groupe près du tiers des lipides ingérés et environ le quart du groupe des « autres aliments ». Chez les enfants, les lipides

Graphique 5

Pourcentage de la population dont la proportion de l'apport calorique total provenant des lipides dépasse la limite supérieure recommandée, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

^E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %).

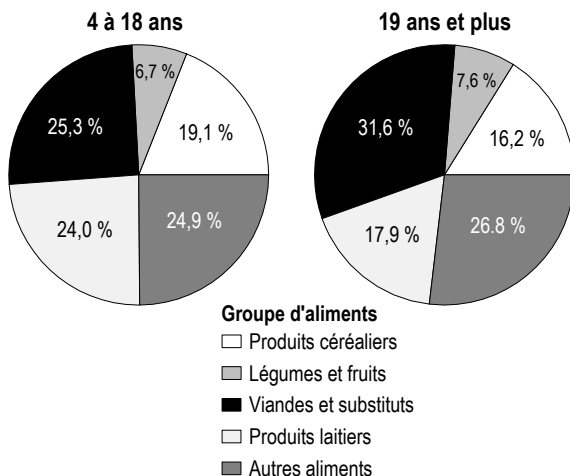
^F trop peu fiable pour être publié (coefficient de variation de plus de 33,3 %).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. L'apport énergétique estimé comprend les calories provenant des boissons alcoolisées. Les estimations sont fondées sur la consommation habituelle. Selon l'Institute of Medicine, l'apport en lipides devrait représenter de 25 % à 35 % de l'apport calorique total pour les personnes de 4 à 18 ans et de 20 % à 35 % pour les personnes de 19 ans et plus.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Graphique 6

Répartition en pourcentage des sources de lipides, selon le groupe d'aliments et le groupe d'âge, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Définitions

On a demandé aux participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition effectuée en 2004 où avaient été préparés les aliments qu'ils ont consommés : « À la maison » (qui inclut également la résidence d'une autre personne), « Dans un restaurant de service rapide » (qui inclut également les pizzerias et les comptoirs de commandes à emporter), et « Autres endroits ». Les autres endroits comprennent les restaurants avec serveur ou serveuse, les autres restaurants, bars, tavernes et bars-salons, les cafétérias à l'école ou ailleurs, le lieu de travail, les centres de la petite enfance, de jour familial ou pour adultes, les distributeurs automatiques, les épiceries, dépanneurs, et autres types de magasins, ainsi que les autres lieux non mentionnés. Les catégories utilisées dans la présente analyse sont les suivantes : « Uniquement des aliments préparés à la maison », « Certains aliments préparés dans un restaurant de service rapide » (seulement des aliments préparés dans un restaurant de service rapide; aliments préparés dans un restaurant de service rapide et aliments préparés à la maison; aliments préparés dans un restaurant de service rapide et autres; aliments préparés dans un restaurant de service rapide, aliments préparés à la maison et autres) et « Autres combinaisons ». En répondant à cette question, certaines personnes pourraient avoir indiqué le lieu de consommation des aliments plutôt que le lieu de préparation. Si une personne déclarait qu'elle avait mangé dans un restaurant de service rapide, on considérerait qu'elle avait consommé un aliment préparé dans un restaurant de service rapide le jour de l'entrevue.

Pour chaque aliment consommé, les participants à l'enquête précisaient l'occasion : déjeuner, dîner, souper, ou entre les repas. Le déjeuner inclut le brunch. La consommation entre les repas couvre tous les aliments consommés n'ayant pas été déclarés pour le déjeuner, le dîner ou le souper. Elle comprend les collations, les boissons consommées en dehors des repas, la consommation continue (aliments ou boissons consommés tout au long de la journée) et les autres occasions non précisées.

Les groupes d'âge utilisés correspondaient aux groupes établis par l'IOM relativement aux apports nutritionnels de référence : de 4 à 8 ans, de 9 à 13 ans, de 14 à 18 ans, de 19 à 30 ans, de 31 à 50 ans, de 51 à 70 ans et 71 ans et plus. Au graphique 4, les données sur les produits laitiers sont présentées pour les groupes d'âge des 4 à 9 ans, des 10 à 16 ans et des 17 ans et plus, dont fait état le *Guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus*⁵. Les groupes d'âge utilisés aux tableaux 1 et 3 correspondent aux groupes d'âge ayant servi pour l'analyse des données tirées de l'Enquête Nutrition Canada de 1970-1972.

Le revenu du ménage a été calculé en fonction de la taille du ménage et du revenu total provenant de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé la tenue de l'entrevue de l'enquête :

Groupe de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 à 4	Moins de 10 000 \$
	5 et plus	Moins de 15 000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2	10 000 \$ à 14 999 \$
	3 ou 4	10 000 \$ à 19 999 \$
	5 et plus	15 000 \$ à 29 999 \$
Moyen	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 et plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyen-supérieur	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$
	5 et plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Supérieur	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 et plus	80 000 \$ et plus

Dans les graphiques, les deux groupes de revenu inférieurs ont été combinés.

Afin de faciliter la lecture, nous avons utilisé le terme « calorie », bien que le terme scientifique exact soit « kilocalorie ».

provenaient en proportions presque équivalentes (24 % ou 25 %) des viandes et substituts, des produits laitiers et des « autres aliments ».

L'apport en lipides des Canadiens était associé à un nombre assez restreint d'aliments provenant principalement de la catégorie des « sandwichs ». En effet, 15,9 % de cet apport provenait de cette catégorie, laquelle englobe notamment les pizzas, les sandwichs proprement dits, les sous-marins, les hamburgers et les hot-dogs (tableau 4). Les lipides étaient tirés ensuite des produits de pâtisserie comme les gâteaux, les biscuits et les beignes (8,5 %).

Tableau 4

Aliments et boissons représentant les principales sources de lipides, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Aliments et boissons	% de la quantité totale de lipides
Pizzas, sandwichs, sous-marins, hamburgers et hot-dogs	15,9
Produits de pâtisserie (gâteaux, biscuits, muffins, beignes, etc.)	8,5
Lait liquide et boissons à base de lait	5,0
Mets composés de poulet	4,6
Salades (vinaigrettes comprises)	4,6
Fromage	4,2
Mets composés de pâtes	3,7
Pommes de terre frites	3,7
Mets composés d'œufs	3,0
Margarine	2,3

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. Comprend les aliments de base et les recettes principales.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

L'apport en protéines se situait à l'intérieur de la fourchette acceptable

Les protéines constituent une source d'énergie et sont essentielles à la croissance, ainsi qu'au maintien de la structure, de la fonction et de la régulation des cellules, des tissus et des organes. Les sources de protéines importantes sont notamment la viande, la volaille, les œufs, le poisson, les produits laitiers et les légumineuses. La FDAM relative aux protéines est de 10 % à 30 % de l'apport calorique chez les enfants et les adolescents, et de 10 % à 35 % de cet apport chez les adultes.

En 2004, l'apport quotidien moyen en protéines chez les Canadiens se situait à l'intérieur de ces

fourchettes. Chez les enfants et les adolescents de 4 à 18 ans, les protéines représentaient, en moyenne, 14,5 % de l'apport calorique total; chez les adultes, la valeur moyenne correspondait à 16,5 % (tableau C en annexe). Une proportion insignifiante de la population se situait à l'extérieur de ces fourchettes.

Les glucides : principale source d'énergie

Les glucides constituent la plus importante source d'énergie de l'organisme. Ils peuvent provenir des sucres, des amidons ou des fibres. La FDAM relative aux glucides est de 45 % à 65 % de l'apport calorique quotidien.

En moyenne, les glucides représentaient 55,4 % de l'apport calorique des enfants et des adolescents en 2004 et 50,1 % de celui des adultes (tableau C en annexe).

Les collations fournissaient plus de calories que le déjeuner

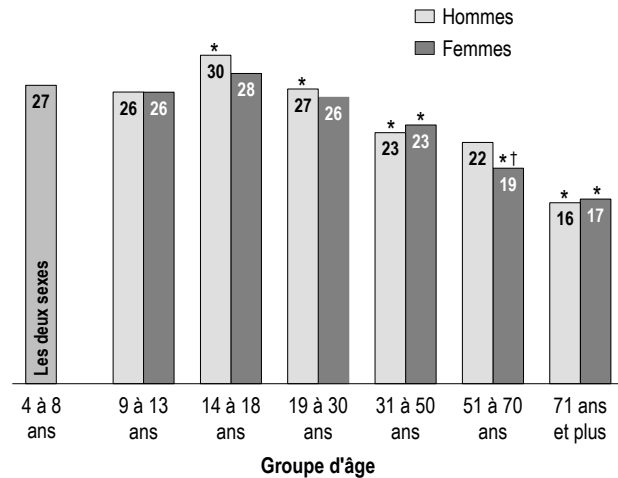
Malgré les bienfaits nutritionnels associés au fait de déjeuner^{14,15}, près de 10 % des Canadiens ont déclaré ne pas avoir pris de déjeuner le jour précédant l'entrevue de l'enquête (données non présentées). Les hommes de 19 à 30 ans étaient les moins susceptibles d'avoir déjeuné, 19 % d'entre eux ne l'ayant pas fait (données non présentées).

En moyenne, environ 18 % de l'apport calorique quotidien des Canadiens provenait du déjeuner en 2004; 24 % de cet apport était tiré du dîner. Quant au souper, les enfants et les adolescents en tiraient 31 %, et les adultes, 36 % (tableau D en annexe). Les collations, c'est-à-dire les aliments ou les boissons consommés entre les repas, avaient un apport calorique quotidien plus important que le déjeuner et pratiquement le même que le dîner, soit 27 % pour les enfants et les adolescents et 23 % pour les adultes.

La proportion de l'apport calorique quotidien associée aux collations a atteint son sommet chez les 14 à 18 ans, soit 30 % chez les garçons et 28 % chez les filles. Par la suite, cette proportion tendait à diminuer avec l'âge, la plus faible (16 %) ayant été observée chez les personnes de 71 ans et plus (graphique 7).

Graphique 7

Pourcentage de calories provenant de la consommation d'aliments entre les repas, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



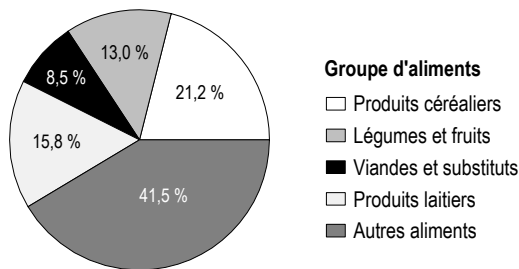
* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Graphique 8

Répartition en pourcentage des calories provenant de la consommation d'aliments entre les repas, selon le groupe d'aliments, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Des calories associées aux collations chez les Canadiens en 2004, 41 % provenaient de la catégorie des « autres aliments » (graphique 8).

Limites

Il est possible que les participants à l'enquête ne se soient pas rappelés exactement ce qu'ils avaient mangé ou les quantités consommées. Afin de réduire au minimum les erreurs de mémoire, on a eu recours à une méthode à passes multiples en cinq étapes dans le cadre de l'enquête^{16,17}. Dans des conditions contrôlées, cette méthode permet d'évaluer efficacement l'apport énergétique moyen^{18,19}, mais dans d'autres conditions, certaines études ont révélé un problème de sous-déclaration²⁰⁻²², et d'autres, un problème de surdéclaration²³⁻²⁵.

Les données sur les occasions (déjeuner, dîner, souper ou collation) et sur le lieu de préparation des aliments constituent un instantané d'une journée donnée et ne doivent pas être interprétées comme étant représentatives du comportement de certaines personnes.

L'autodéfinition des occasions peut avoir une incidence sur les résultats. Par exemple, certains vont « déjeuner » d'une simple tasse de café alors que pour d'autres, le déjeuner est un repas complet; de même, une collation peut être constituée d'un muffin de 400 calories ou d'une tasse de thé sans lait ni sucre. Ces écarts influent sur le pourcentage de calories consommées en diverses occasions.

Les parents ont répondu au nom de leurs enfants âgés de moins de six ans. Toutefois, il est possible qu'un parent n'ait pas su exactement ce que l'enfant avait consommé lorsqu'ils n'étaient pas ensemble (lorsque l'enfant était à la garderie, par exemple).

Aucune comparaison statistique n'a été effectuée entre les résultats de l'ESCC de 2004 et l'Enquête Nutrition Canada de 1970-1972; les estimations de l'enquête de 1970-1972 utilisées dans le présent article sont fondées sur un rapport publié. De plus, les enquêtes présentent certaines différences quant aux concepts et aux méthodes de collecte des données. En 1970-1972, la collecte a été réalisée manuellement par des diététistes et des nutritionnistes, alors qu'en 2004, des intervieweurs ont utilisé un système automatisé. En outre, le taux de réponse à l'enquête de 1970-1972 (47 %) était beaucoup moins élevé que celui de l'enquête de 2004 (77 %).

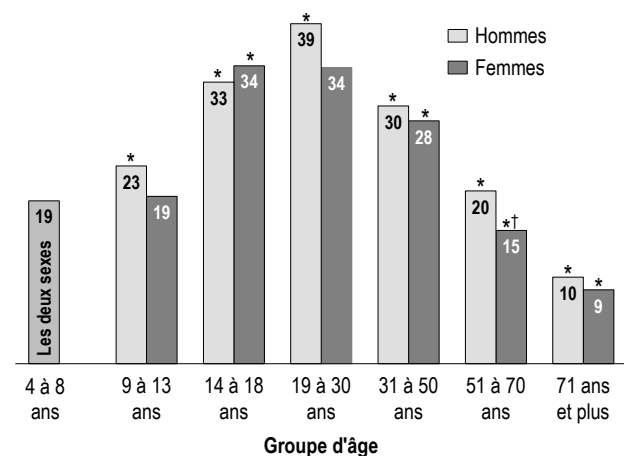
Pour obtenir plus de détails sur les limites de l'enquête, voir le document Cycle 2.2 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition : Guide de consultation et d'interprétation des données, publié par Santé Canada et accessible sur son site Web (http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/surveill/nutrition/commun/index_f.html).

Le quart de la population consommait des aliments de restauration rapide

Dans l'ensemble, le quart de la population a déclaré avoir consommé la veille de l'entrevue des aliments ayant été préparés dans un restaurant de service rapide (tableau 5). Chez les jeunes de 14 à 18 ans, tel était le cas chez le tiers d'entre eux; ce sont les hommes de 19 à 30 ans qui ont enregistré la plus forte proportion, soit 39 % (graphique 9).

Graphique 9

Pourcentage de la population qui consomme des aliments préparés en restauration rapide, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Bien sûr, les aliments préparés en restauration rapide ne sont pas nécessairement riches en lipides et en calories. Il pouvait s'agir tout simplement d'un café ou d'une salade sans vinaigrette. Cependant, 40 % des clients des restaurants de service rapide ont choisi une pizza, un sandwich, un hamburger ou un hot-dog, et 25 %, une boisson gazeuse ordinaire (contrairement à diète) (données non présentées).

Malgré l'apparente popularité des aliments de restauration rapide, plus de la moitié de la population a déclaré que tous les aliments consommés la veille de l'entrevue avaient été préparés à la maison. Chez les enfants de 4 à 8 ans, cette proportion était de 61 % (tableau 5). Les femmes âgées étaient le plus susceptibles de manger uniquement des aliments préparés à la maison, 76 % d'entre elles l'ayant fait. En revanche, chez les jeunes hommes adultes, cette proportion était de 38 %.

Le régime alimentaire et le revenu

À certains égards, les tendances quant à la consommation alimentaire étaient associées au

Tableau 5

Répartition en pourcentage des lieux de préparation des aliments consommés, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Uniquement à la maison	Au moins certains aliments préparés en restauration rapide	Autres combinaisons
	%	%	%
Total			
4 à 18 ans	53,9	24,8	21,3
19 ans et plus	51,7	25,4	22,9
Groupe d'âge et sexe			
4 à 8 ans	60,8	18,9	20,4
9 à 13 ans			
Garçons	54,9*	22,9*	22,3
Filles	60,2†	19,4	20,4
14 à 18 ans			
Garçons	44,6*	32,6*	22,8
Filles	44,3*	34,5*	21,2
19 à 30 ans			
Hommes	37,9*	39,3*	22,7
Femmes	43,1	34,3	22,6
31 à 50 ans			
Hommes	44,8*	29,8*	25,4
Femmes	48,5*	28,1*	23,4
51 à 70 ans			
Hommes	57,3*	20,0*	22,7
Femmes	61,2*	15,4*†	23,4
71 ans et plus			
Hommes	72,1*	10,0*	17,9*
Femmes	75,7*	8,6*	15,7*

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

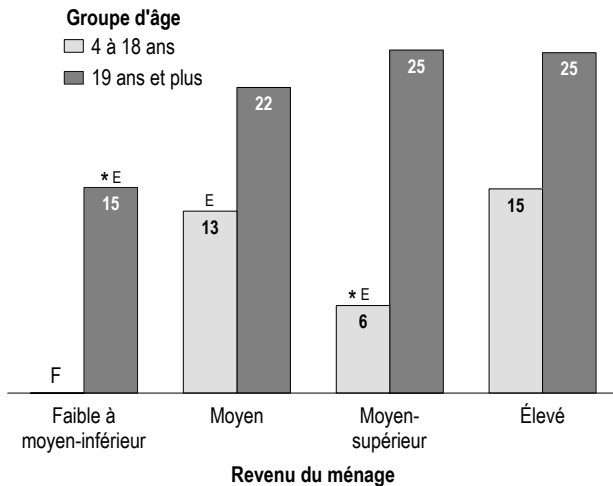
† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

revenu du ménage, particulièrement chez les adultes. À titre d'exemple, le pourcentage de calories tiré des lipides avait tendance à augmenter en fonction du revenu. Ainsi, l'apport en lipides excédait la FDAM (35 % de l'apport calorique total) chez 15 % des adultes dans les ménages ayant les revenus les plus faibles, contre 25 % des adultes dans les ménages ayant les revenus les plus élevés (graphique 10). Chez les enfants et les adolescents, le pourcentage de calories provenant des lipides ne variait généralement pas selon le revenu du ménage.

Graphique 10

Pourcentage de la population dont l'apport calorique total provenant des lipides dépasse la limite supérieure recommandée, selon le groupe d'âge et le revenu du ménage, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation observée pour le même groupe d'âge pour lequel le revenu du ménage est élevé ($p < 0,05$).

^E à utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %).

^F trop peu fiable pour être publié (coefficient de variation de plus de 33,3 %).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. L'apport énergétique estimé comprend les calories provenant des boissons alcoolisées. Les estimations sont fondées sur la consommation habituelle. Selon l'Institute of Medicine, l'apport en lipides devrait représenter de 25 % à 35 % de l'apport calorique total pour les personnes de 4 à 18 ans et de 20 % à 35 % pour les personnes de 19 ans et plus.

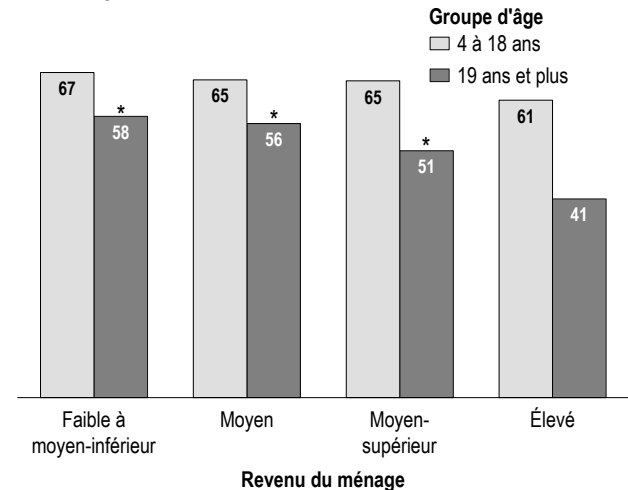
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Par ailleurs, les adultes dans les ménages ayant les revenus les plus élevés étaient moins susceptibles de consommer moins de cinq portions quotidiennes de légumes et fruits que les adultes faisant partie des ménages ayant les revenus les plus faibles, soit 41 % contre 58 % (graphique 11). Chez les enfants et les adolescents, encore une fois il n'y avait aucune différence significative selon le revenu du ménage dans la proportion de personnes consommant moins de cinq portions de légumes et fruits chaque jour.

Chez les personnes de tous âges, les chances d'avoir mangé des aliments provenant d'un restaurant de service rapide avaient tendance à augmenter avec le revenu. La veille de l'entrevue, 31 % des adultes et 28 % des jeunes appartenant aux ménages ayant les revenus les plus élevés avaient mangé des aliments préparés dans un restaurant de ce genre, comparativement à 19 % des adultes et

Graphique 11

Pourcentage de la population qui consomme moins que le nombre minimal recommandé de portions de légumes et fruits, selon le groupe d'âge et le revenu du ménage, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation observée pour le même groupe d'âge pour lequel le revenu du ménage est élevé ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.

Les estimations sont fondées sur la consommation habituelle. Le Guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus recommande de consommer au moins cinq portions de légumes et fruits par jour.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

des jeunes dans les ménages ayant les revenus les plus faibles (données non présentées).

Mot de la fin

Selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition menée en 2004, lorsqu'on tient compte des moyennes, on constate que les Canadiens se situaient généralement dans les fourchettes acceptables pour ce qui est du nombre de portions provenant des quatre groupes alimentaires et des pourcentages de calories tirés des lipides, des protéines et des glucides. Toutefois, ces moyennes masquent le fait que d'importantes proportions d'enfants et d'adultes n'avaient pas un régime alimentaire équilibré.

La majorité des Canadiens ne consommaient pas le nombre minimal recommandé de cinq portions de légumes et fruits par jour. Plus du quart des

hommes et des femmes dans la trentaine et la quarantaine tiraient des lipides plus de 35 % de leur apport calorique. Le tiers des enfants de 4 à 9 ans ne consommaient pas les deux portions quotidiennes recommandées de produits laitiers et, chez les personnes de 71 ans et plus, la proportion excédait 70 %. Les Canadiens de tous âges obtenaient des « autres aliments » plus du cinquième de leur apport calorique et, pour une journée donnée, le quart des adultes et enfants consommaient des aliments ayant été préparés en restauration rapide.

Le présent article, qui donne une vue d'ensemble des habitudes alimentaires des Canadiens, ne présente qu'une partie de l'information recueillie dans le cadre de l'ESCC de 2004. Cette nouvelle

base de données nationale offre aux chercheurs une occasion sans précédent d'étudier bon nombre d'autres sujets, dont la consommation de boissons et l'apport en vitamines et en minéraux, ainsi que les relations entre le régime alimentaire, l'activité physique et le poids. ●

Une version électronique du présent article intitulée « Vue d'ensemble des habitudes alimentaires des Canadiens » a été diffusée le 6 juillet 2006, dans la série Nutrition : Résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (82-620-MIF2006002, publication gratuite). Cette publication est disponible à l'adresse : http://www.statcan.ca/francais/research/82-620-MIF/82-620-MIF2006002_f.htm.

Références

1. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
2. Santé Canada, Fichier canadien sur les éléments nutritifs, version 2005, disponible à l'adresse : http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/fiche-nutri-data/index_f.html.
3. M.J. Novenario, User's Guide to SIDE, A, August 1996, disponible à l'adresse <http://www.card.iastate.edu/publications/DBS/PDFFiles/96tr32.pdf>, site consulté le 12 septembre 2005.
4. K.W. Dodd, Technical Guide to C-SIDE (Software for Intake Distribution Estimation), Version 1.0.
5. Santé Canada, *Le guide alimentaire canadien pour manger sainement à l'intention des quatre ans et plus*, 1997 (Santé Canada, n° H39-2521/1992F au catalogue), Ottawa, Ministère des travaux publics et Services gouvernementaux Canada.
6. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
7. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
8. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association: Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, Baltimore, août 1999.
9. Santé nationale et Bien-être social, *Rapport sur les habitudes alimentaires*, 1977, Ottawa, Bureau des sciences de la nutrition.
10. Institute of Medicine. *Dietary Reference Intakes for Energy, Carbohydrate, Fiber, Fat, Fatty Acids, Cholesterol, Protein, and Amino Acids*. Washington DC, National Academy Press, 2005.
11. « Trends in intake of energy and macronutrients: United States, 1971-2000 », *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 53(4), 2004, p. 80-82. Disponible à l'adresse : <http://www.cdc.gov/mmwr/preview/mmwrhtml/mm5304a3.htm>.
12. Santé Canada, *Les guides alimentaires canadiens, de 1942 à 1992*, 2002, Ottawa (Santé Canada, n° H39-651/2002F-IN au catalogue).
13. S.M. Nusser, A.L. Carriquiry, K.W. Dodd *et al.*, « A semiparametric transformation approach to estimating usual daily intake distributions », *Journal of the American Statistical Association*, 91(436), 1996, p. 1440-1449.
14. J.L. Tietyen, K.H. Fleming, « Nutrient intake of breakfast vs. non-breakfast eaters », *Journal of the American Dietetic Association*, 95(9 supplément), 1995, p. A55.
15. W.O. Song, O.K. Chun, S. Obayashi *et al.*, « Is consumption of breakfast associated with body mass index in US adults? », *Journal of the American Dietetic Association*, 105(9), 2005, p. 1373-1382.
16. A.J. Moshfegh, L. Borrud, B. Perloff *et al.*, « Improved method for the 24-hour dietary recall for use in national surveys », *The FASEB Journal: Official Publication of the Federation of American Societies for Experimental Biology*, 13, 1999, p. A603 (résumé).
17. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.*, « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism*, 45(supplément), 2001, p. 156 (résumé).
18. J.M. Conway, L.A. Ingwersen et A.J. Moshfegh, « Accuracy of dietary recall using the USDA five-step multiple-pass method in men: an observational validation study », *Journal of the American Dietetic Association*, 104(4), 2004, p. 595-603.

19. J.M. Conway, L.A. Ingwersen, B.T. Vinyard *et al.*, « Effectiveness of the US Department of Agriculture 5-step multiple-pass method in assessing food intake in obese and nonobese women », *American Journal of Clinical Nutrition*, 77, 2003, p. 1171-1178.
20. G. Johansson, A. Wikman, A.M. Ahren *et al.*, « Underreporting of energy intake in repeated 24-hour recalls related to gender, age, weight status, day of interview, educational level, reported food intake, smoking habits and area of living », *Public Health Nutrition*, 4(4), 2001, p. 919-927.
21. R.K. Johnson, R.P. Soultanakis et D.E. Matthews, « Literacy and body fatness are associated with underreporting of energy intake in US low income women using the multiple-pass 24-hour recall, a doubly labelled water study », *Journal of the American Dietetic Association*, 98(10), 1998, p. 1136-1140.
22. S.S. Jonnalagadda, D.C. Mitchell, H. Smiciklas-Wright *et al.*, « Accuracy of energy intake data estimated by a multi-pass 24-hour dietary recall technique », *Journal of the American Dietetic Association*, 100(3), 2000, p. 303-308.
23. M. Gersovitz, J.P. Madden et H. Smiciklas-Wright, « Validity of the 24-hr. dietary recall and seven-day record for group comparisons », *Journal of the American Dietetic Association*, 73, 1978, p. 48-55.
24. R.J. Myers, R.C. Klesges, L.H. Eck *et al.*, « Accuracy of self-reports of food intake in obese and normal-weight individuals: effect of obesity on self-reports of dietary intake in adult females », *American Journal of Clinical Nutrition*, 48, 1988, p. 1248-1251.
25. H.A. Kahn, P.K. Whelton, L.J. Appel *et al.*, « Validity of 24-hour dietary recall interviews conducted among volunteers in an adult working community », *Annals of Epidemiology*, 5, 1995, p. 484-489.

Annexe

Tableau A

Nombre moyen de portions quotidiennes pour les quatre groupes d'aliments, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Légumes et fruits		Produits laitiers		Viandes et substituts		Produits céréaliers	
	Nombre de portions	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de portions	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de grammes	Intervalle de confiance de 95 %	Nombre de portions	Intervalle de confiance de 95 %
Total								
4 à 18 ans	4,45	4,34 à 4,56	2,29	2,24 à 2,35	153	149 à 157	6,41	6,30 à 6,53
19 ans et plus	5,16	5,05 à 5,26	1,52	1,48 à 1,56	203	198 à 207	5,64	5,53 à 5,75
Groupe d'âge et sexe								
4 à 8 ans	4,18	4,00 à 4,36	2,31	2,22 à 2,41	118	112 à 124	5,76	5,60 à 5,92
9 à 13 ans								
Garçons	4,53*	4,25 à 4,82	2,55*	2,41 à 2,69	176*	164 à 188	7,09*	6,79 à 7,39
Filles	4,40	4,12 à 4,69	2,08*†	1,96 à 2,21	130*†	122 à 137	5,92†	5,68 à 6,15
14 à 18 ans								
Garçons	4,87	4,58 à 5,17	2,64	2,50 à 2,79	229*	216 à 243	7,98*	7,63 à 8,34
Filles	4,45†	4,20 à 4,69	1,82*†	1,72 à 1,93	136†	129 à 144	5,74†	5,50 à 5,97
19 à 30 ans								
Hommes	5,36	4,97 à 5,74	1,95*	1,80 à 2,09	247	232 à 263	7,32*	6,92 à 7,71
Femmes	4,67†	4,39 à 4,96	1,64*†	1,50 à 1,77	145†	136 à 154	5,19*†	4,91 à 5,48
31 à 50 ans								
Hommes	5,26	4,97 à 5,55	1,62*	1,51 à 1,72	254	239 à 268	6,64*	6,32 à 6,96
Femmes	4,92	4,66 à 5,19	1,52	1,42 à 1,61	169*†	158 à 179	4,87†	4,66 à 5,08
51 à 70 ans								
Hommes	5,68	5,36 à 6,00	1,37*	1,28 à 1,46	241	228 à 253	5,74*	5,52 à 5,95
Femmes	5,24†	5,04 à 5,43	1,28*	1,22 à 1,35	174†	165 à 184	4,66†	4,45 à 4,86
71 ans et plus								
Hommes	5,03*	4,73 à 5,34	1,36	1,16 à 1,56	189*	176 à 202	5,59	5,20 à 5,97
Femmes	4,76*	4,57 à 4,96	1,24	1,16 à 1,33	140*†	132 à 149	4,47†	4,30 à 4,63

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Tableau B

Pourcentage de calories, de lipides, de protéines et de glucides provenant des « autres aliments », selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Calories		Lipides		Protéines		Glucides	
	Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %		Intervalle de confiance de 95 %	
	%		%		%		%	
Total								
4 à 18 ans	22,3	21,9 à 22,7	24,9	24,4 à 25,5	5,2	5,0 à 5,4	24,8	24,3 à 25,3
19 ans et plus	22,7	22,3 à 23,1	26,8	26,2 à 27,3	5,4	5,2 à 5,6	21,4	20,9 à 21,9
Groupe d'âge et sexe								
4 à 8 ans	18,2	17,5 à 18,9	21,1	20,2 à 22,1	4,1	3,8 à 4,4	20,0	19,2 à 20,8
9 à 13 ans								
Garçons	22,3*	21,3 à 23,2	24,3*	23,1 à 25,5	5,0*	4,6 à 5,4	25,4*	24,1 à 26,7
Filles	22,9*	21,9 à 23,9	26,4*†	25,0 à 27,7	5,6*†	5,2 à 6,1	25,1*	24,0 à 26,3
14 à 18 ans								
Garçons	25,7*	24,7 à 26,8	27,1*	25,9 à 28,4	5,7*	5,3 à 6,2	29,4*	28,1 à 30,8
Filles	25,3*	24,3 à 26,3	28,7*	27,4 à 30,0	6,5*	5,9 à 7,1	27,4*†	26,2 à 28,7
19 à 30 ans								
Hommes	26,4	25,1 à 27,7	25,6	23,9 à 27,2	6,6	5,8 à 7,5	28,3	26,9 à 29,8
Femmes	24,2†	22,9 à 25,4	27,7	26,1 à 29,3	6,5	5,9 à 7,2	24,2*†	22,8 à 25,7
31 à 50 ans								
Hommes	24,3*	23,2 à 25,3	25,9	24,6 à 27,2	5,7*	5,2 à 6,1	24,7*	23,4 à 25,9
Femmes	22,9	21,8 à 23,9	27,5	26,1 à 29,0	5,7*	5,3 à 6,2	21,4*†	20,1 à 22,6
51 à 70 ans								
Hommes	22,6*	21,7 à 23,4	26,6	25,4 à 27,8	4,7*	4,3 à 5,1	19,5*	18,5 à 20,4
Femmes	20,1*†	19,2 à 20,9	27,9	26,7 à 29,1	4,6*	4,3 à 5,0	16,7*†	15,8 à 17,6
71 ans et plus								
Hommes	18,9*	17,8 à 20,1	25,8	24,2 à 27,4	3,7*	3,3 à 4,2	15,1*	14,0 à 16,2
Femmes	16,9*†	16,1 à 17,6	26,3	25,1 à 27,4	3,5*	3,2 à 3,8	13,0*†	12,2 à 13,7

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Tableau C

Pourcentage de calories provenant des lipides, des protéines et des glucides, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Lipides		Protéines		Glucides	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
Total						
4 à 18 ans	30,7	30,5 à 30,9	14,5	14,4 à 14,6	54,6	54,3 à 54,9
19 ans et plus	31,3	31,1 à 31,6	16,5	16,4 à 16,7	49,1	48,8 à 49,5
Groupe d'âge et sexe						
4 à 8 ans	30,1	29,8 à 30,5	14,3	14,1 à 14,5	55,5	55,1 à 56,0
9 à 13 ans						
Garçons	30,9*	30,4 à 31,4	14,6	14,3 à 15,0	54,5*	53,9 à 55,1
Filles	30,5	29,9 à 31,0	14,0 [†]	13,8 à 14,3	55,5 [†]	54,8 à 56,1
14 à 18 ans						
Garçons	31,5	31,0 à 32,1	15,2*	14,8 à 15,5	52,7*	52,0 à 53,3
Filles	30,8	30,2 à 31,4	14,4 [†]	14,0 à 14,7	54,3* [†]	53,6 à 55,1
19 à 30 ans						
Hommes	31,1	30,4 à 31,7	15,6	15,2 à 16,1	49,6*	48,8 à 50,5
Femmes	30,5	29,7 à 31,3	15,5*	15,1 à 16,0	51,9* [†]	51,1 à 52,8
31 à 50 ans						
Hommes	31,6	30,8 à 32,3	16,8*	16,4 à 17,3	47,8*	46,9 à 48,8
Femmes	32,2*	31,5 à 32,8	16,6*	16,1 à 17,1	48,8*	47,9 à 49,6
51 à 70 ans						
Hommes	31,5	30,8 à 32,1	17,0	16,6 à 17,4	47,3	46,5 à 48,0
Femmes	31,2*	30,6 à 31,7	17,1	16,8 à 17,5	49,6 [†]	49,0 à 50,3
71 ans et plus						
Hommes	30,7	30,0 à 31,4	16,4	15,9 à 16,8	50,1*	49,1 à 51,0
Femmes	30,3*	29,7 à 30,9	16,6	16,2 à 17,0	51,9* [†]	51,2 à 52,5

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

[†] Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient. L'apport énergétique estimé comprend les calories provenant des boissons alcoolisées, mais les calories associées à l'alcool ne sont pas présentées séparément.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Tableau D

Répartition en pourcentage des calories, selon l'occasion, l'âge et le sexe, population à domicile de 4 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004

	Déjeuner/Brunch		Dîner		Souper		Autre	
	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %	%	Intervalle de confiance de 95 %
Total								
4 à 18 ans	17,3	16,9 à 17,6	24,2	23,8 à 24,7	31,1	30,6 à 31,5	27,4	26,8 à 28,0
19 ans et plus	17,7	17,4 à 18,1	23,8	23,4 à 24,3	35,9	35,4 à 36,4	22,6	22,1 à 23,1
Groupe d'âge et sexe								
4 à 8 ans	18,0	17,5 à 18,6	25,6	24,9 à 26,4	29,5	28,6 à 30,4	26,8	25,9 à 27,8
9 à 13 ans								
Garçons	18,0	17,2 à 18,8	24,9	23,6 à 26,1	30,9	29,8 à 31,9	26,3	25,0 à 27,5
Filles	17,1	16,4 à 17,9	24,7	23,8 à 25,7	31,9*	30,8 à 33,0	26,2	25,1 à 27,4
14 à 18 ans								
Garçons	16,4*	15,6 à 17,3	22,5*	21,4 à 23,6	31,5	30,4 à 32,5	29,6*	28,1 à 31,0
Filles	16,4	15,3 à 17,5	23,1*	22,1 à 24,2	32,5	31,4 à 33,7	27,9	26,4 à 29,5
19 à 30 ans								
Hommes	16,4	15,3 à 17,5	22,2	20,9 à 23,5	34,9*	33,3 à 36,5	26,5*	24,8 à 28,2
Femmes	17,7	16,6 à 18,9	23,4	22,0 à 24,8	33,1	31,7 à 34,4	25,8	24,0 à 27,5
31 à 50 ans								
Hommes	17,1	16,2 à 18,0	24,9*	23,8 à 26,0	35,4	34,1 à 36,8	22,6*	21,4 à 23,8
Femmes	17,0	16,2 à 17,9	22,6†	21,5 à 23,8	37,1*	35,7 à 38,4	23,3*	22,0 à 24,6
51 à 70 ans								
Hommes	17,6	16,8 à 18,4	23,1*	21,9 à 24,2	37,6*	36,4 à 38,8	21,7	20,4 à 23,0
Femmes	19,1*†	18,2 à 20,0	24,7*†	23,6 à 25,8	36,8	35,7 à 38,0	19,4*†	18,4 à 20,4
71 ans et plus								
Hommes	21,9*	20,9 à 22,8	25,8*	24,3 à 27,2	36,1	34,6 à 37,5	16,3*	15,0 à 17,6
Femmes	21,2*	20,3 à 22,1	27,5*	26,3 à 28,6	34,7*	33,5 à 35,9	16,6*	15,6 à 17,6

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas les femmes qui étaient enceintes ou qui allaitaient.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Rupture conjugale et dépression subséquente

Michelle Rotermann

Résumé

Objectifs

La présente étude porte sur la relation entre la dissolution d'une relation conjugale ou de cohabitation et la manifestation subséquente d'une dépression chez les Canadiens de 20 à 64 ans.

Sources des données

Les données proviennent de la composante longitudinale de l'Enquête nationale sur la santé de la population (cycles de 1994-1995 à 2004-2005) et couvrent uniquement la population à domicile.

Techniques d'analyse

Des totalisations croisées ont été produites pour examiner l'association entre la rupture conjugale et les changements en ce qui concerne le revenu du ménage, le soutien social, la présence et le nombre d'enfants dans le ménage et la situation d'activité sur une période de deux ans. La régression logistique multiple a été utilisée pour examiner les associations entre la rupture conjugale et la dépression sur une période de deux ans chez les personnes qui n'avaient pas fait de dépression deux ans plus tôt, en tenant compte de l'effet des changements susmentionnés. Pour maximiser la taille d'échantillon, on a procédé au regroupement d'observations répétées.

Principaux résultats

Chez les membres des deux sexes, la dissolution du mariage ou d'une relation de cohabitation est associée à une augmentation de la cote exprimant le risque d'un nouvel épisode dépressif comparativement aux personnes étant demeurées avec leur conjoint au cours de la période de deux ans. Lorsqu'il est tenu compte de l'influence des variables confusionnelles éventuelles, l'association entre une rupture et la dépression est affaiblie, mais persiste. La rupture conjugale est plus fortement associée à la dépression chez les hommes que chez les femmes.

Mots-clés

Divorce, enquêtes sur la santé, revenu, études longitudinales, union libre.

Auteur

Michelle Rotermann (613-951-3166; Michelle.Rotermann@statcan.ca) fait partie du Groupe d'analyse et de mesure de la santé, à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

À u Canada, environ quatre mariages sur dix se briseront avant que le couple ait célébré son 30^e anniversaire de mariage¹. Selon les données les plus récentes du Registre des divorces, en 2003, près de 71 000 couples mariés ont divorcé¹⁻³; en outre, des milliers d'autres se sont séparés.

Des études transversales et longitudinales représentatives de la population nationale réalisées aux États-Unis et en Europe donnent à penser que, comparativement aux couples qui restent ensemble, les personnes qui vivent une rupture conjugale courent un risque accru de problèmes de santé mentale⁴⁻¹¹. Les études canadiennes à ce sujet sont plus limitées et la plupart sont de nature transversale¹²⁻¹⁶.

Le présent article s'appuie sur des données longitudinales provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada pour examiner les associations entre la dissolution du mariage et la dépression subséquente chez les personnes de 20 à 64 ans (voir *Méthodologie* et *Limites*). Plus précisément, l'analyse vérifie l'hypothèse selon laquelle un nouvel épisode de dépression dans un intervalle de deux ans est plus fréquent chez les personnes dont le mariage s'est brisé récemment que chez celles encore mariées. Étant donné la prévalence

Méthodologie

Sources des données

L'analyse de l'association entre la dissolution d'un mariage ou d'une union libre et un nouvel épisode dépressif au cours d'une période de deux ans chez les personnes exemptes de dépression lors de l'entrevue de référence est basée sur des données provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir des renseignements sur la santé de la population canadienne tous les deux ans. Elle a pour champ d'observation la population à domicile et les personnes vivant en établissement de toutes les provinces, sauf les habitants des réserves indiennes, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées.

En 1994-1995, 20 095 personnes ont été sélectionnées pour faire partie du panel longitudinal. Le taux de réponse de ce panel a été de 86 %, soit 17 276 personnes. Des efforts ont été déployés en vue de réinterroger ces personnes tous les deux ans. Les taux de réponse lors des cycles subséquents, sur la base de ces 17 276 personnes, étaient de 92,8 % pour le deuxième cycle (1996-1997), de 88,3 % pour le troisième cycle (1998-1999), de 84,8 % pour le quatrième cycle (2000-2001), de 80,5 % pour le cinquième cycle (2002-2003) et de 77,4 % pour le sixième cycle (2004-2005). La présente analyse porte sur le fichier longitudinal « carré » du sixième cycle qui contient des enregistrements pour tous les membres répondants du panel original, que l'on ait ou non recueilli des renseignements à leur sujet lors des cycles subséquents. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'entrevue de l'ENSP sont décrits plus en détail dans des rapports publiés antérieurement¹⁷⁻¹⁹.

Techniques d'analyse

Pour être inclus dans la présente analyse, les participants à l'ENSP devaient répondre aux critères suivants : être âgé de 20 à 64 ans lors de l'entrevue de référence; vivre avec un conjoint ou une conjointe, ou vivre en union libre, ou être marié lors de l'entrevue de référence; vivre dans une résidence privée (entrevues de référence et de suivi); avoir répondu entièrement au module sur la dépression (entrevues de référence et de suivi); ne pas être classé dans la catégorie des personnes faisant de la dépression (entrevue de référence).

L'analyse de l'association entre la rupture conjugale et la dépression est basée sur les données provenant des cycles 1 à 6 (1994-1995 à 2004-2005) de l'ENSP. Pour les besoins de l'analyse, on a procédé au « regroupement d'observations répétées » conjugué à la régression logistique. Le regroupement d'observations répétées permet d'accroître l'effectif des cellules pour les personnes ayant vécu la rupture d'un mariage ou d'une union libre, ce qui réduit la probabilité qu'un manque de puissance statistique soit la cause des associations non statistiquement significatives observées²⁰. L'utilisation de la méthode du *bootstrap* fondée sur le plan de sondage pour les observations répétées permet de s'assurer que la variance ne soit pas sous-estimée, grâce à l'élimination du problème de dépendance entre les observations provenant de la même personne^{21,22}.

L'analyse porte sur cinq cohortes d'observations regroupées. Chaque personne pour laquelle les données requises étaient disponibles a été prise en considération au moment de l'entrevue de référence et de l'entrevue de suivi pour chaque intervalle de deux ans, c'est-à-dire de 1994-1995 à 1996-1997 (cycle 1 à 2), de 1996-1997 à 1998-1999 (cycle 2 à 3), de 1998-1999 à 2000-2001 (cycle 3 à 4), de 2000-2001 à 2002-2003 (cycle 4 à 5) et de 2002-2003 à 2004-2005 (cycle 5 à 6). Pour chaque intervalle de deux ans, le premier cycle a servi de référence et le suivant, de suivi. Pour chaque année de référence, toutes les personnes qui étaient mariées ou cohabitaient et qui n'avaient pas vécu d'épisode dépressif majeur au cours des 12 mois précédents ont été sélectionnées. On a considéré qu'elles avaient vécu une rupture conjugale si, au moment de l'entrevue de suivi deux ans plus tard, elles ont déclaré être divorcées, séparées ou célibataires.

Tailles d'échantillon pour les personnes qui étaient mariées/en union libre lors de l'entrevue de référence et divorcées/séparées/célibataires lors de l'entrevue de suivi, composante des ménages, Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005

Cohorte	Référence	Suivi	Marié(e)/ union libre (référence)		Divorcé(e)s, séparé(e)s, célibataires (suivi)	
			Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1	1994-1995	1996-1997	2 439	2 865	109	104
2	1996-1997	1998-1999	2 508	2 749	111	138
3	1998-1999	2000-2001	2 325	2 548	91	118
4	2000-2001	2002-2003	2 130	2 432	85	103
5	2002-2003	2004-2005	2 011	2 298	73	92
Total			11 413	12 892	469	555

L'état matrimonial, la dépression et la plupart des variables de contrôle ont été évalués lors des deux cycles. À la fin de chaque intervalle de deux ans, l'une de deux valeurs a été attribuée à l'état matrimonial, à savoir encore marié(e) ou divorcé(e)/séparé(e)/célibataire. La dépression, quant à elle, a été catégorisée dichotomiquement en non déprimé(e) ou déprimé(e) au suivi (voir *Définitions*). Chaque personne admissible pouvait fournir jusqu'à cinq enregistrements. Pour l'analyse, 7 614 personnes ont fourni 25 329 enregistrements; 1 037 enregistrements ont été exclus parce que la personne faisait de la dépression lors de l'entrevue de référence.

Les variables entrées dans le modèle multivarié, qui ont été sélectionnées en se fondant sur la littérature et leur disponibilité dans la base de données de l'ENSP, étaient le changement de revenu du ménage, le changement de soutien social, le changement du nombre et (ou) de la présence d'enfants dans le ménage, le changement de situation d'activité, les antécédents de dépression, le niveau de scolarité et l'âge.

Une analyse préliminaire a révélé que certaines caractéristiques des personnes exclues parce qu'elles avaient fait de la dépression avant l'entrevue de référence différaient de celles des personnes retenues pour l'analyse (tableau A à l'annexe A). Par exemple, les personnes exclues étaient un peu plus jeunes, plus susceptibles d'être une femme,

Méthodologie - suite

moins instruites et généralement moins susceptibles de travailler au moment de l'entrevue de référence et de l'entrevue de suivi. Ces exclusions ont vraisemblablement affaibli l'association observée entre la rupture conjugale et la dépression.

Des totalisations croisées pondérées ont été utilisées pour étudier l'association de la rupture conjugale avec certaines variables de contrôle, à savoir le changement de revenu du ménage, le changement de soutien social, le changement dans la présence ou le nombre d'enfants et le changement de situation d'activité. La décision de regrouper certaines catégories des variables de contrôle a été dictée par la distribution des réponses et par les tailles d'échantillon.

La relation entre la rupture conjugale et un nouvel épisode dépressif dans un intervalle de deux ans a été examinée par régression logistique corrigée et non corrigée. Les rapports de cotes non corrigés ont été estimés pour la rupture conjugale par rapport à la dépression. Comme des travaux de recherche antérieurs laissaient entendre que les conséquences de la rupture conjugale peuvent être différentes chez

les hommes et chez les femmes^{6-9,11,14,28-30}, des modèles de régression logistique préliminaires ont été exécutés pour la dépression afin de tester les effets des interactions entre l'état matrimonial et le sexe. La plupart des études antérieures donnaient une comparaison des résultats produits par des modèles distincts selon le sexe, mais ne s'appuyaient pas sur une analyse des interactions pour évaluer les écarts observés entre les hommes et les femmes²⁰. Après la vérification des interactions, des rapports de cotes corrigés et non corrigés ont été calculés pour chaque sexe (tableau 1). Avant les exclusions, les données ont été pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population cible en 1994-1995. Les coefficients de variation des estimations et les intervalles de confiance des rapports de cotes ont été calculés par la méthode du *bootstrap*, qui tient compte des effets du plan de sondage et de la dépendance entre les observations provenant d'une même personne^{21,31,32}. Les résultats ont été considérés comme significatifs au seuil de signification de $p < 0,05$.

des unions libres, les personnes qui ont indiqué comme état matrimonial qu'elles vivaient « en union libre » ou « avec un(e) conjoint(e) » (voir *Définitions*) sont incluses dans la population étudiée²³⁻²⁵. Donc, dans la présente analyse, l'expression « dissolution du mariage » ou « rupture conjugale » englobe la rupture de ces relations de cohabitation.

La fin d'une union (mariage légal ou union libre) cause d'autres perturbations de la vie qui, à leur tour, pourraient nuire à la santé mentale. Par conséquent, dans la présente étude, plusieurs facteurs éventuellement confusionnels ont été pris en compte dans les analyses multivariées, dont les changements, sur une période de deux ans, dans le revenu du ménage, le soutien social, la présence et le nombre d'enfants dans le ménage, ainsi que la situation d'activité. Comme la dépression a tendance à récidiver, des contrôles ont également été introduits dans l'analyse pour les antécédents de dépression, ainsi que pour le niveau de scolarité et l'âge^{5,9-11,15,16,26,27}. Les rapports de cotes non corrigés ont été calculés pour examiner la force de l'association entre la rupture conjugale et l'incidence de la dépression avant de neutraliser l'effet des variables confusionnelles éventuelles.

Rupture conjugale et dépression

En moyenne, sur chaque intervalle de deux ans de 1994-1995 à 2004-2005, 4,2 % de personnes de 20 à 64 ans qui étaient mariées ou vivaient en union libre au moment de l'entrevue de référence de l'ENSP ne vivaient plus en couple quand elles ont été réinterrogées deux ans plus tard (voir *Méthodologie*) (données non présentées).

Parmi les personnes mariées ayant déclaré ne pas avoir eu de symptômes de dépression l'année avant l'entrevue de référence, un nouvel épisode dépressif était près de quatre fois plus fréquent (12 %) chez celles qui étaient séparées, divorcées ou célibataires au moment de l'entrevue de suivi que chez celles dont la relation se poursuivait (3 %) (données non présentées).

Des études antérieures ont révélé des différences d'association entre la rupture conjugale et la santé mentale selon le sexe^{29,30,26,33}. L'analyse des données de l'ENSP indique que les hommes dont le mariage s'était brisé couraient un plus grand risque de dépression que les femmes. Relativement à la dépression, le terme d'interaction (dissolution du mariage*sexe masculin) était statistiquement significatif, ce qui donne à penser que la dissolution du mariage a un effet plus négatif sur la santé

mentale des hommes que sur celle des femmes (données non présentées). Étant donné cette différence, des analyses en fonction du sexe ont été réalisées.

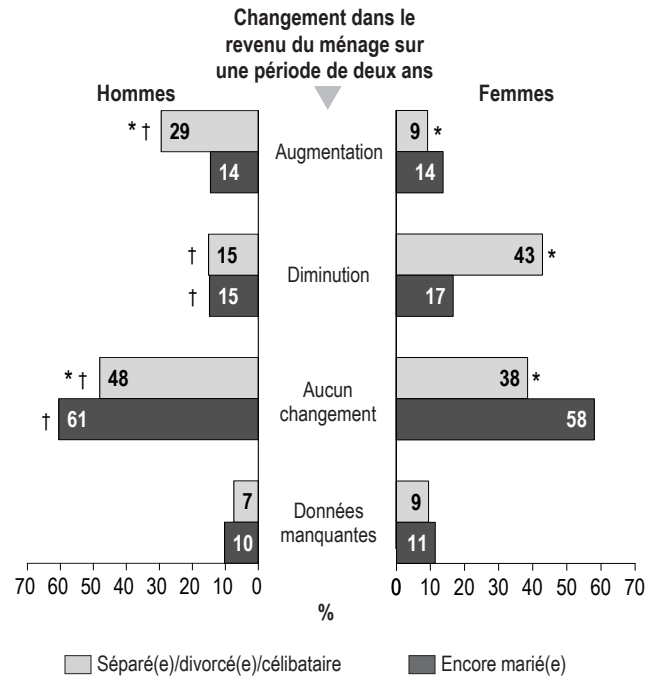
La rupture conjugale déclenche souvent une série de perturbations stressantes qui créent d'autres difficultés personnelles et financières^{33,34}, lesquelles peuvent elles-mêmes contribuer à la dépression. Donc, il se pourrait que la rupture conjugale soit un substitut pour les autres changements d'existence qu'elle entraîne et qui pourraient être plus directement reliés à l'incidence de la dépression. La présente analyse vise principalement à déterminer si la rupture conjugale est associée à la dépression, indépendamment des autres facteurs et changements d'existence.

Le bien-être économique des femmes pâtit

La rupture conjugale entraîne souvent des difficultés financières, parce que le revenu familial original est divisé entre deux ménages et que les possibilités d'économies d'échelle diminuent. Concordant avec d'autres études^{26,27,34,35}, l'analyse des données de l'ENSP révèle qu'une proportion sensiblement plus élevée de femmes que d'hommes voient diminuer leur revenu après une rupture (même après correction pour tenir compte de la taille du ménage). Les femmes dont le mariage s'était brisé étaient près de trois fois plus susceptibles que leurs homologues masculins de reculer d'au moins un quintile sur l'échelle de revenu des ménages (graphique 1). Par conséquent, après une rupture, les femmes avaient tendance à vivre dans un ménage ayant un revenu de niveau nettement inférieur à celui de leurs homologues masculins, le décile moyen de revenu du ménage des hommes étant de 6,3 comparativement à 4,1 pour les femmes (le décile 1 représente les 10 % inférieurs de la distribution du revenu des ménages et le décile 10, les 10 % supérieurs) (données non présentées). De surcroît, près de 30 % des hommes récemment divorcés ou séparés jouissaient en fait d'un meilleur classement sur l'échelle corrigée de revenu des ménages; le chiffre comparable pour les femmes était inférieur à 10 %.

Graphique 1

Distribution en pourcentage du changement dans le revenu du ménage sur une période de deux ans, selon le sexe et l'état matrimonial au suivi, population à domicile de 20 à 64 ans et mariée au moment de l'entrevue de référence, 1994-1995 à 2004-2005, Canada, territoires non compris



* Valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes encore mariées ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de celle pour la catégorie correspondante pour les femmes ($p < 0,05$).

Nota : Augmentation/diminution dénote un changement d'au moins 20 % (un quintile) dans le classement relatif du revenu du ménage sur une période de deux ans.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005, fichier longitudinal (carré)

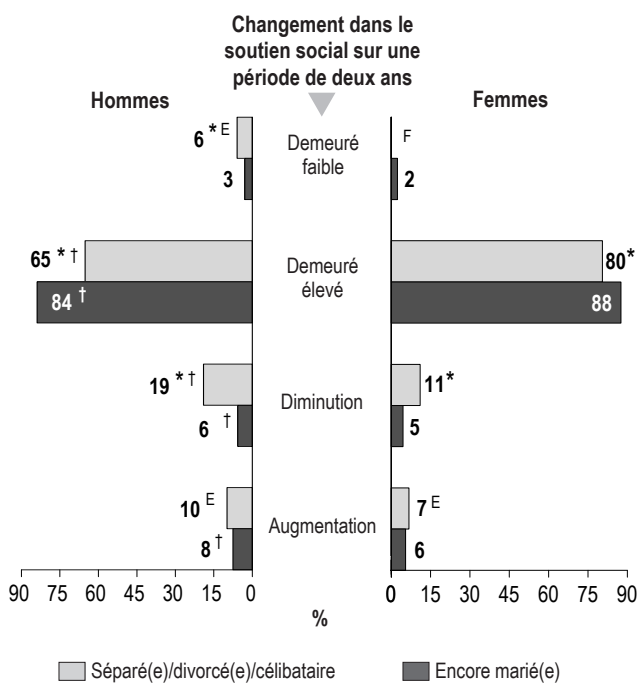
Soutien social ébranlé

La dissolution du mariage peut modifier la quantité de soutien social dont dispose une personne. Une rupture signifie non seulement la perte d'un partenaire, mais aussi une réduction du réseau social due à la division de la famille étendue et des amis mutuels. La perte de soutien social peut s'avérer particulièrement difficile pour les hommes. Nombre d'entre eux comptent uniquement sur leur conjointe pour obtenir un soutien, tandis que les femmes ont tendance à créer de plus grands réseaux sociaux²⁵.

Les personnes ayant connu une rupture étaient plus susceptibles que celles encore mariées de mentionner une diminution du soutien social dans

Graphique 2

Distribution en pourcentage du changement dans le soutien social sur une période de deux ans, selon le sexe et l'état matrimonial au suivi, population à domicile de 20 à 64 ans et mariée au moment de l'entrevue de référence, 1994-1995 à 2004-2005, Canada, territoires non compris



* Valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes encore mariées ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de celle pour la catégorie correspondante pour les femmes ($p < 0,05$).

^E Utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %).

^F Trop peu fiable pour être publiée (coefficient de variation supérieur à 33,3 %).

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005, fichier longitudinal (carré)

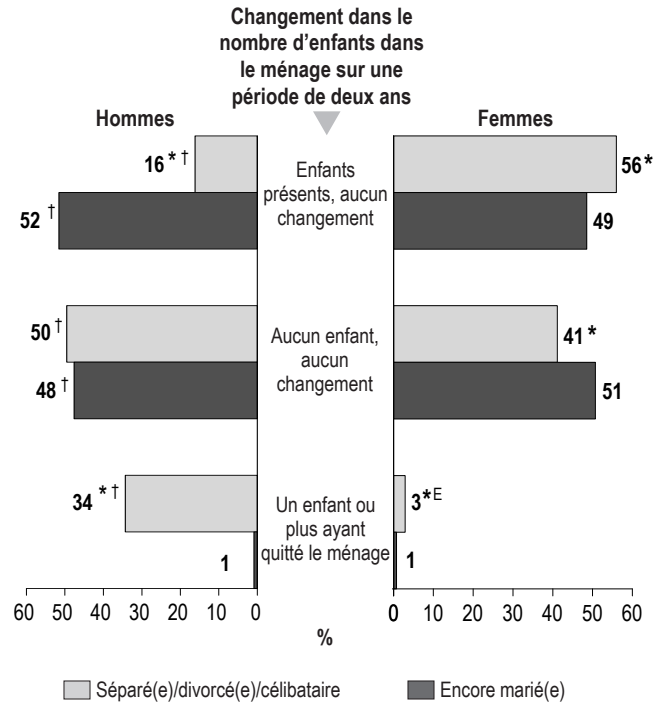
l'intervalle entre l'entrevue de référence et l'entrevue de suivi (graphique 2). Alors que 19 % d'hommes ne vivant plus avec leur conjointe ont déclaré une diminution du soutien social, le chiffre était de 6 % pour ceux dont la relation se poursuivait. Chez les femmes, les proportions correspondantes étaient de 11 % et 5 %.

Les hommes ne vivent plus avec leurs enfants

Les travaux de recherche donnent à penser que la perte de la garde des enfants ou un changement dans les responsabilités parentales est l'un des aspects les plus stressants de la vie des hommes après le

Graphique 3

Distribution en pourcentage du changement dans le nombre d'enfants dans le ménage sur une période de deux ans, selon le sexe et l'état matrimonial au suivi, population à domicile de 20 à 64 ans et mariée au moment de l'entrevue de référence, 1994-1995 à 2004-2005, Canada, territoires non compris



* Valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes encore mariées ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de celle pour la catégorie correspondante pour les femmes ($p < 0,05$).

^E Utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %).

Nota : Une faible proportion de personnes (7,2 %) qui n'avaient pas d'enfant lors de l'entrevue de référence ont déclaré vivre avec des enfants à l'entrevue de suivi.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005, fichier longitudinal (carré)

divorce³⁶. Selon l'analyse des données de l'ENSP, 34 % d'hommes et 3 % de femmes dont l'union s'était brisée résidaient avec au moins un enfant de moins au moment de l'entrevue de suivi que lors de l'entrevue de référence (graphique 3).

Changement peu probable dans la situation d'activité

La rupture d'une relation conjugale peut signifier un changement de situation d'activité qui pourrait avoir certains effets sur la santé mentale. Toutefois, l'analyse des données longitudinales de l'ENSP ne

Définitions

La *dépression* se caractérise par une humeur dépressive et (ou) une perte d'intérêt pour la plupart des choses persistant au moins deux semaines consécutives à d'autres symptômes qui persistent, eux aussi, au moins deux semaines. Ces symptômes englobent la perturbation de l'appétit ou du sommeil, la diminution du niveau d'énergie, la difficulté à se concentrer, le sentiment de n'être bon ou bonne à rien et (ou) des pensées suicidaires. Dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), la dépression est mesurée à l'aide d'un sous-ensemble de questions, posées par des intervieweurs non spécialisés, de la *Composite International Diagnostic Interview*^{37,38}. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-III-R)*³⁹. Dans le présent article, la présence de dépression s'entend des 12 mois précédant la date de l'entrevue de l'enquête. Le questionnaire de l'ENSP peut être consulté à www.statcan.ca/francais/sdds/instrument/3225_Q1_V6_F.pdf. Pour chaque personne, les cotes globales ont été totalisées et le résultat a été transformé en une probabilité estimative de diagnostic de dépression. Pour les besoins de la présente étude, on considère qu'une personne a vécu un épisode dépressif au cours des 12 mois précédents si l'estimation est égale ou supérieure à 0,9 (autrement dit, si la probabilité de poser le diagnostic de dépression est égale ou supérieure à 90 %, ce qui correspond à une cote égale ou supérieure à 5 sur l'échelle de dépression). Pour l'algorithme et les questions utilisés pour mesurer la dépression, voir l'annexe B.

Lors du cycle 6 uniquement, on a demandé aux participants à l'enquête si un professionnel de la santé avait diagnostiqué chez eux de la dépression, ainsi que leur âge au moment du diagnostic. On a ensuite combiné cette information et procédé à son recoupement avec l'âge de la personne au moment de chaque cycle de référence. On a considéré que les personnes chez lesquelles un diagnostic de dépression avait été posé à un âge antérieur à celui qu'elles avaient au moment de l'entrevue de référence avaient des antécédents de dépression. Les données sur les antécédents de dépression manquaient dans 14,4 % d'enregistrements. Une catégorie Données manquantes a été incluse afin de retenir autant d'observations que possible pour les analyses multivariées. Des analyses supplémentaires ont été faites en utilisant la probabilité estimative d'un diagnostic de dépression basée sur les cycles antérieurs de l'ENSP (données non présentées). Comme l'association entre la rupture conjugale et la dépression ne changeait pour ainsi dire pas, cette information n'a pas été incluse dans les modèles.

Deux catégories d'état matrimonial ont été définies, à savoir encore marié(e) ou rupture conjugale. On a considéré comme étant encore mariées les personnes qui ont indiqué que leur état matrimonial était « marié(e) », « en union libre » ou « vit avec un(e) conjoint(e) » lors de l'entrevue de référence et de nouveau deux ans plus tard. On a considéré comme ayant vécu une rupture conjugale les personnes qui ont indiqué que leur état matrimonial était « marié(e) », « en union libre » ou « vit avec un(e) conjoint(e) » lors de l'entrevue de référence et ont déclaré deux ans plus tard que leur état matrimonial était « séparé(e) », « divorcé(e) » ou « célibataire ». Les définitions des états matrimoniaux n'ont pas été données aux participants à l'enquête.

Le *revenu total du ménage* en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois précédents a été corrigé pour tenir compte du nombre de personnes dans le ménage et du seuil de faible revenu (SFR) établi en fonction de la taille du ménage et de celle de la collectivité. Les revenus

ajustés des ménages ont ensuite été groupés en déciles (dix groupes contenant chacun un dixième de la population canadienne). Une variation de deux déciles (un quintile) dans le classement entre deux cycles consécutifs de l'ENSP a été définie comme un changement du revenu ajusté du ménage. Parce que des données manquaient, ce changement n'a pu être calculé pour 10,2 % des enregistrements. Une catégorie Données manquantes a été incluse afin de retenir autant d'observations que possible pour les analyses multivariées.

Le *nombre d'enfants* dans le ménage est fondé sur le nombre d'enfants de 15 ans et moins présents dans le ménage lors de l'entrevue de référence et le nombre d'enfants de 17 ans et moins présents lors de l'entrevue de suivi deux ans plus tard. Comme un grand nombre d'adolescents plus âgés quittent le domicile parental pour poursuivre des études postsecondaires, l'âge des jeunes inclus dans ce calcul a été limité. Seuls les ménages dans lesquels des enfants résidaient lors de l'entrevue de référence ont été considérés comme étant des ménages comptant des enfants. Les ménages dont le nombre d'enfants présents avait diminué entre deux cycles consécutifs de l'ENSP ont été définis comme étant ceux dont les enfants avaient quitté le foyer parental. Une variable supplémentaire pour l'absence d'enfants dans le ménage au moment de l'entrevue de référence a été incluse afin de retenir les personnes sans enfant dans les analyses.

Au cours des six cycles de l'ENSP, le *soutien social* a été mesuré à l'aide de quatre questions représentant une version abrégée des mesures de la *Medical Outcomes Study (MOS)*⁴⁰. On a demandé aux répondants s'ils avaient quelqu'un à qui se confier, pouvant leur donner des conseils, sur qui ils pouvaient compter en cas de crise, et qui leur donnait le sentiment d'être aimés et choyés, ou qui leur témoignait de l'amour et de l'affection. En 1994-1995 et en 1996-1997, les réponses possibles à ces questions étaient « oui » ou « non ». Pour les autres cycles, les réponses ont été structurées sur une échelle de cinq points : « tout le temps », « la plupart du temps », « parfois », « rarement » et « jamais ». Les personnes qui ont répondu « non » (en 1994-1995 et en 1996-1997) et « jamais » ou « rarement » (lors des cycles subséquents) à au moins l'une des quatre questions ont été considérées comme ne bénéficiant que d'un faible soutien émotionnel durant le cycle en question. Les participants à l'enquête ont été regroupés en quatre catégories selon leur niveau de soutien et tout changement survenu entre les cycles : soutien accru, soutien demeuré élevé, soutien réduit et soutien demeuré faible.

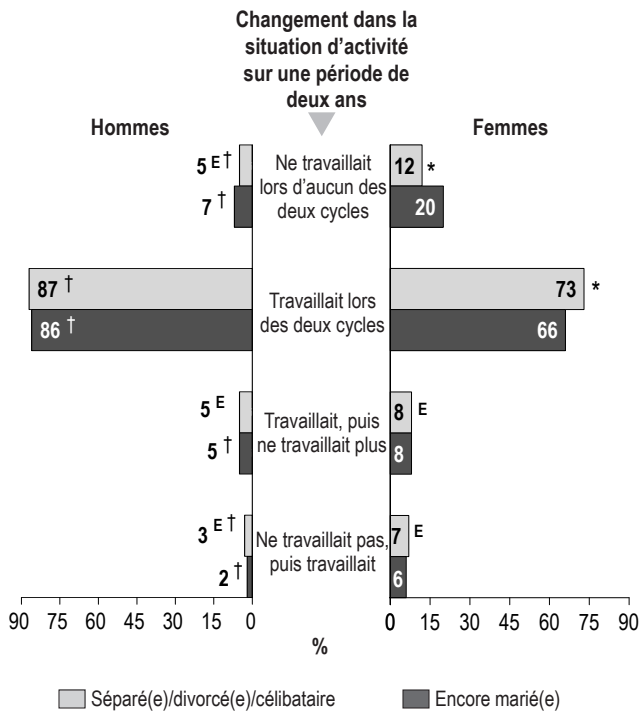
Quatre catégories de *situation d'activité* ont été définies, à savoir travaillait lors des entrevues de référence et de suivi; travaillait lors de l'entrevue de référence, mais non lors du suivi; ne travaillait pas lors de l'entrevue de référence, mais travaillait lors du suivi, et ne travaillait ni lors de l'entrevue de référence ni lors du suivi. Les personnes ayant déclaré avoir eu un emploi la semaine dernière et celles ayant déclaré qu'elles travaillaient actuellement ont été classées dans la catégorie des personnes qui travaillaient; celles qui n'avaient pas d'emploi ou qui étaient incapables de travailler de façon permanente ont été considérées comme ne travaillant pas.

Les participants à l'enquête ont été regroupés en trois catégories de *niveau de scolarité* d'après le plus haut niveau atteint au moment de l'entrevue de référence, à savoir diplôme d'études secondaires ou moins, certaines études postsecondaires et diplôme d'études postsecondaires.

L'âge au moment de l'entrevue de référence a été utilisé comme une variable continue et sa valeur variait de 20 à 64 ans.

Graphique 4

Distribution en pourcentage du changement dans la situation d'activité sur une période de deux ans, selon le sexe et l'état matrimonial au suivi, population à domicile de 20 à 64 ans et mariée au moment de l'entrevue de référence, 1994-1995 à 2004-2005, Canada, territoires non compris



* Valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes encore mariées ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de celle pour la catégorie correspondante pour les femmes ($p < 0,05$).

E Utiliser avec prudence (coefficient de variation de 16,6 % à 33,3 %).

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005, fichier longitudinal (carré)

révèle aucune différence statistiquement significative entre la situation d'activité au cours d'un intervalle de deux ans des hommes mariés et des hommes divorcés ou séparés (graphique 4). Chez les femmes, les différences de situation d'activité n'étaient significatives que chez les femmes qui étaient demeurées systématiquement sans travail ou celles qui étaient occupées lors des deux entrevues.

La rupture conjugale est associée indépendamment à la dépression

Comparativement aux hommes encore mariés, la cote exprimant le risque que les hommes ayant vécu une rupture dans un intervalle de deux ans déclarent

des symptômes de dépression était six fois plus élevée. Chez les femmes, la cote non corrigée exprimant le risque d'un nouvel épisode dépressif dans un intervalle de deux ans était trois fois et demie plus élevée chez celles dont la relation s'était brisée que chez les autres (tableau 1, cotes non corrigées). Si l'on tient compte des effets des changements concernant le revenu, le soutien social, la présence d'enfants et la situation d'activité, ainsi que des antécédents de dépression, du niveau de scolarité et de l'âge, la relation entre la rupture conjugale et un nouvel épisode de dépression dans un intervalle de deux ans demeure statistiquement significative chez les deux sexes, quoique la force de l'association soit réduite (tableau 1, cotes corrigées). La cote corrigée exprimant le risque de dépression chez les hommes dont la relation s'était terminée était environ trois fois plus élevée que pour les hommes qui vivaient encore avec leur conjointe; chez les femmes, la cote corrigée exprimant le risque de dépression était environ deux fois et demie plus élevée après une rupture. L'affaiblissement de l'association entre la rupture conjugale et la dépression laisse entendre que d'autres facteurs liés à la rupture, notamment les changements dans le revenu et le soutien social, contribuent au risque de vivre un nouvel épisode dépressif aussi bien chez les hommes que chez les femmes.

Dépression de courte durée chez de nombreuses personnes

Chez la majorité des personnes ayant vécu un épisode dépressif après une rupture, le passage du temps était bénéfique. Plus des trois quarts de celles ayant vécu un épisode dépressif durant l'intervalle de deux ans associé à la rupture n'ont pas mentionné de nouvel épisode lorsqu'elles ont été réinterrogées après un autre intervalle de deux ans (c.-à-d. quatre ans plus tard) (données non présentées).

Mot de la fin

Ces résultats longitudinaux tirés de l'Enquête nationale sur la santé de la population appuient l'hypothèse selon laquelle la rupture conjugale est liée à une dépression subséquente. Cette association persiste même lorsqu'il est tenu compte de l'effet

Limites

Le risque de biais dû à l'érosion de l'échantillon pose un problème dans les études longitudinales. D'un cycle à l'autre de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), des participants sont perdus pour des raisons telles que le refus de participer, la non réponse partielle, le décès, le placement en établissement ou le déménagement à l'étranger. La perte sélective au suivi, notamment l'impossibilité de recueillir l'information auprès des personnes dont la santé mentale s'est détériorée, pourrait avoir affaibli l'association observée entre la rupture conjugale et la dépression. Sur le total regroupé de 27 662 personnes évaluées lors des cycles de référence, 2 333 (8,4 %) n'ont pas répondu lors du cycle de suivi.

Répondants et non-répondants (échantillon non pondéré), population à domicile de 20 à 64 ans au cycle de référence, par intervalle entre deux cycles, Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005

	Nombre de répondants au cycle de référence	Nombre de répondants au suivi	Nombre (pourcentage) de répondants au cycle de référence devenus des non-répondants au cycle suivant
1994-1995 à 1996-1997 (Cycle 1 à 2)	5 927	5 517	410 (6,9%)
1996-1997 à 1998-1999 (Cycle 2 à 3)	5 906	5 506	400 (6,8%)
1998-1999 à 2000-2001 (Cycle 3 à 4)	5 563	5 082	481 (8,6%)
2000-2001 à 2002-2003 (Cycle 4 à 5)	5 281	4 750	531 (10,1%)
2002-2003 à 2004-2005 (Cycle 5 à 6)	4 985	4 474	511 (10,3%)
Total	27 662	25 329	2 333 (8,4%)

Les poids de sondage étaient ceux appliqués aux données du premier cycle (1994-1995). Ils n'ont pas été corrigés pour tenir compte de la non-réponse subséquente, ce qui pourrait avoir biaisé les estimations, si les personnes qui ont continué de participer au panel longitudinal différaient de celles qui n'ont pas répondu en ce qui concerne les caractéristiques examinées dans la présente analyse. Pour évaluer les effets éventuels de la non-réponse sur les résultats, on a comparé les proportions ou les moyennes pondérées de certaines variables calculées pour les non-répondants et pour les répondants. Des différences statistiquement significatives se sont dégagées selon la situation de réponse : les non-répondants étaient plus susceptibles que les répondants d'être de sexe masculin et de vivre en union libre (plutôt que d'être légalement mariés) au cycle de référence (données non présentées). Étant donné ces différences, il se peut que la force et (ou) la grandeur des associations observées entre la rupture conjugale et la dépression dans la population étudiée diffèrent de ce qu'elles auraient pu être si les non-répondants avaient participé.

La question en vue de savoir si un professionnel de la santé avait déjà diagnostiqué un épisode dépressif chez le participant à l'enquête n'a été posée qu'au cycle 6 et l'information a été annexée aux enregistrements antérieurs obtenus pour la personne. En raison de la perte de participants au suivi, la probabilité que cette information puisse être annexée aux enregistrements d'un participant variait selon le cycle : elle manquait pour moins de 1 % des enregistrements pour le cycle 6 (2004-2005), mais pour 23 % des enregistrements au cycle 1 (1994-1995) (données non présentées).

Comme les entrevues de l'ENSP ne sont menées que tous les deux ans et qu'il est demandé aux participants de fournir des renseignements sur les symptômes de dépression éprouvés au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue, ceux qui n'ont fait de dépression que l'année après l'entrevue de référence sont considérés comme n'ayant pas souffert de dépression. La classification incorrecte des participants à l'enquête à cause de la période d'un an pourrait amoindrir la force de l'association réelle entre la rupture conjugale et la dépression.

L'ENSP ne contient pas de questions sur le moment de la rupture conjugale. On pourrait soutenir que connaître la date précise n'ajouterait pas grand chose à l'analyse, puisque la rupture conjugale est un processus de longue durée qui ne survient pas à un point unique dans le temps. Par ailleurs, le moment de ce processus auquel l'entrevue a eu lieu pourrait influencer les résultats. On ne sait pas précisément non plus si la dépression a précédé la rupture de la relation ou si elle l'a suivie.

Par définition, pour être classés dans la catégorie « encore marié(e) », il suffisait que les participants à l'enquête déclarent qu'ils étaient mariés au moment de l'entrevue de référence et au moment du suivi deux ans plus tard, mais ils auraient pu avoir divorcé et s'être remariés avec quelqu'un d'autre dans l'intervalle. Ce genre de scénario était probablement rare, étant donné la fréquence de la collecte des données (tous les deux ans).

Des contraintes de taille d'échantillon ont empêché d'analyser les associations entre la dissolution de types particuliers d'union conjugale (mariage légal contre union libre) et la dépression subséquente.

Le revenu du ménage est basé sur le revenu total du ménage, la taille du ménage et celle de la collectivité, ainsi que sur le seuil de faible revenu (SFR) connexe. Bien que la pension alimentaire pour enfants et pour conjoints soit incluse dans le calcul du revenu total du ménage, ces versements ne sont pas déduits du revenu du ménage de ceux qui les font. Par conséquent, le revenu corrigé du ménage des personnes qui versent une pension alimentaire pourrait être surestimé.

Les données de l'ENSP révèlent une association entre la rupture conjugale et la dépression, mais la causalité ne peut pas être inférée. En outre, les associations observées pourraient résulter de facteurs qui n'ont pas été pris en considération dans la présente analyse, comme les convictions relatives au mariage, l'infidélité conjugale, le remariage, l'âge au moment du mariage, la durée du mariage ou lequel des conjoints a déclenché la rupture.

Les analyses sont fondées sur des données autodéclarées et l'on ignore dans quelle mesure l'erreur de déclaration biaise ces données.

Tableau 1

Rapports de cotes non corrigés et corrigés reliant la rupture conjugale et certaines caractéristiques à un nouvel épisode dépressif au cours d'une période de deux ans, selon le sexe, population à domicile de 20 à 64 ans et mariée au moment de l'entrevue de référence, Canada, territoires non compris

	Hommes				Femmes			
	Rapport de cotes non corrigés	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes non corrigés	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes non corrigés	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes non corrigés	Intervalle de confiance de 95 %
Rupture conjugale[†]	6,0*	4,0 à 8,8	3,3*	1,7 à 6,5	3,5*	2,4 à 4,9	2,4*	1,6 à 3,5
Revenu du ménage								
Diminution			1,0	0,7 à 1,5			1,5*	1,1 à 2,1
Augmentation ou aucun changement [‡]			1,0	...			1,0	...
Nombre d'enfants dans le ménage								
Enfants présents, aucun changement [‡]			1,0	...			1,0	...
Aucun enfant, aucun changement			0,8	0,6 à 1,2			1,3	1,0 à 1,8
Un enfant ou plus ayant quitté le ménage			1,9	0,9 à 4,2			1,1	0,5 à 2,6
Soutien social								
Augmentation			0,9	0,5 à 1,6			1,7*	1,1 à 2,5
Demeuré élevé [‡]			1,0	...			1,0	...
Diminution			2,3*	1,3 à 3,9			2,4*	1,6 à 3,5
Demeuré faible			2,9*	1,4 à 6,0			1,7	0,9 à 3,0
Situation d'activité								
Travaillait aux entrevues de référence et de suivi [‡]			1,0	...			1,0	...
Travaillait à l'entrevue de référence, mais non au suivi			1,7	1,0 à 3,1			1,4	1,0 à 2,0
Ne travaillait pas à l'entrevue de référence, travaillait au suivi			0,5	0,2 à 1,4			1,3	0,8 à 2,0
Ne travaillait ni à l'entrevue de référence ni au suivi			1,1	0,7 à 1,9			1,4	1,0 à 1,9
Antécédents de dépression[†]			5,8*	3,6 à 9,2			3,2*	2,3 à 4,3
Niveau de scolarité								
Diplôme d'études secondaires ou moins [‡]			1,0	...			1,0	...
Études postsecondaires partielles			0,7	0,4 à 1,1			0,9	0,6 à 1,3
Diplôme d'études postsecondaires			0,6*	0,4 à 0,9			1,0	0,7 à 1,5
Âge[§]			1,0*	1,0 à 1,0			1,0*	1,0 à 1,0

[†] La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique. Par exemple, pour « rupture conjugale », la catégorie de référence est « encore marié(e) ».

[‡] Catégorie de référence.

[§] Utilisé comme une variable continue.

* Valeur significativement différente de celle obtenue pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).

... n'ayant pas lieu de figurer.

Nota : Le modèle ajusté pour les hommes est basé sur 11 443 enregistrements (439 cas de données manquantes) de personnes âgées de 20 à 64 ans au moment de l'entrevue de référence qui n'avaient pas déclaré de dépression deux ans plus tôt. Le modèle ajusté pour les femmes est basé sur 13 202 enregistrements (245 cas de données manquantes) de personnes âgées de 20 à 64 ans au moment de l'entrevue de référence qui n'avaient pas déclaré de dépression deux ans plus tôt. Une catégorie Données manquantes a été incluse dans les modèles pour le changement dans le revenu ajusté du ménage et les antécédents de dépression afin de maximiser la taille d'échantillon; les rapports de cotes ne sont pas présentés. Une faible proportion de personnes qui n'avaient pas d'enfant au moment de l'entrevue de référence et qui ont déclaré vivre avec des enfants à l'entrevue de suivi (7,2 %) ont été incluses dans la catégorie « pas d'enfant, pas de changement ». Les données ayant été arrondies, certains rapports de cotes dont la limite de confiance inférieure ou supérieure est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005, fichier longitudinal (carré)

d'autres événements qui accompagnent souvent une rupture, dont les changements dans le revenu ajusté du ménage, le soutien social, le nombre d'enfants dans le ménage et la situation d'activité, ainsi que l'effet des antécédents de dépression, du niveau de scolarité et de l'âge. Bien que certains de ces facteurs soient associés à un accroissement du risque de dépression, ils ne l'expliquent pas entièrement. Les résultats confirment ceux d'autres études longitudinales^{5,8,11,33,41}.

En outre, comme l'ont indiqué des études antérieures^{29,30,26,33}, les données de l'ENSP révèlent des différences d'association entre la rupture conjugale et la santé mentale selon le sexe. Les hommes ayant vécu une rupture courent un plus grand risque de faire une dépression que les femmes dans la même situation.

Le suivi à plus long terme donne à penser que, dans la plupart des cas, la dépression est limitée à la période directement consécutive à la rupture.

Néanmoins, elle demeurerait un problème chez une minorité importante quatre années plus tard. Étant donné la fréquence des divorces et des séparations

et leur association aux problèmes de santé mentale, les présents résultats ont une importance en ce qui concerne la santé de la population. ●

Références

1. Statistique Canada, *Divorces 2003 – Tableaux standard*, Ottawa, Ministère de l'industrie, mars 2005 (Statistique Canada, n° 84F0213 au catalogue).
2. Statistique Canada, *La diversification de la vie conjugale au Canada*, Ottawa, Ministère de l'industrie, 2002 (Statistique Canada, n° 89-576 au catalogue).
3. Z. Wu, « The stability of cohabitation relationships: The role of children », *Journal of Marriage and the Family*, 57(1), 1995, p. 231-236.
4. M. Willits, M. Benzeval et S. Stansfeld, « Partnership history and mental health over time », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 58, 2004, p. 53-58.
5. R.W. Simon et K. Marcussen, « Marital transitions, marital beliefs, and mental health », *Journal of Health and Social Behavior*, 40(2), 1999, p. 111-125.
6. Y.B. Cheung, « Can marital selection explain the differences in health between married and divorced people? From a longitudinal study of a British birth cohort », *Public Health*, 1998, p. 112, 113-117.
7. T.J. Wade et D.J. Pevalin, « Marital transitions and mental health », *Journal of Health and Social Behavior*, 45(2), 2004, p. 155-70.
8. M. Richards, R. Hardy et M. Wadsworth, « The effects of divorce and separation on mental health in a national UK birth cohort », *Psychological Medicine*, 27(5), 1997, p. 1121-1128.
9. M. Gahler, « "To divorce is to die a bit...": a longitudinal study of marital disruption and psychological distress among Swedish women and men », *The Family Journal: Counseling and Therapy for Couples and Families*, 14(4), 2006, p. 372-382.
10. A. Mastekaasa, « Marital dissolution and subjective distress: panel evidence », *European Sociological Review*, 11(2), 1995, p. 173-185.
11. N.F. Marks et J.D. Lambert, « Marital status continuity and change among young and midlife adults », *Journal of Family Issues*, 19(6), 1998, p. 652-686.
12. T.J. Wade et J. Cairney, « Major depressive disorder and marital transition among mothers: Results from a national panel study », *Journal of Nervous and Mental Disease*, 188(11), 2000, p. 741-750.
13. Z. Wu et R. Hart, « The effects of marital and nonmarital union transition on health », *Journal of Marriage and Family*, 64, 2002, p. 420-432.
14. L. Strohschein, P. McDonough, G. Monette *et al.*, « Marital transitions and mental health: Are there gender differences in the short-term effects of marital status change? », *Social Science and Medicine*, 61, 2005, p. 2293-2303.
15. M.P. Beaudet, « Dépression », *Rapports sur la santé*, 7(4), 1996, p. 11-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
16. J. Cairney, C. Thorpe, J. Rietschlin *et al.*, « 12-month prevalence of depression among single and married mothers in the 1994 National Population Health Survey », *Revue canadienne de santé publique / Canadian Journal of Public Health*, 90(5), 1999, p. 320-324.
17. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
18. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
19. Statistique Canada, Enquête nationale sur la santé de la population, disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3225&lang=en&db=IMDB&dbg=f&adm=8&dis=2.
20. J. Jaccard, *Interaction Effects in Logistic Regression*, Thousand Oaks, Sage, 1987.
21. Statistique Canada, *Enquête nationale sur la santé de la population, Cycle 6 (2004-2005), volet ménages, documentation longitudinale*, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, 2006, disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/sdds/document/3225_D5_T1_V3_F.pdf
22. Statistique Canada, *Enquête nationale sur la santé de la population, Cycle 6 (2004-2005), volet ménages, documentation des variables dérivées*, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, 2006, disponible à l'adresse http://www.statcan.ca/francais/sdds/document/3225_D10_T9_V2_F.pdf
23. C. Le Bourdais, G. Neill et P. Turcotte, « L'évolution des liens conjugaux », *Tendances sociales canadiennes*, printemps 2000, p. 15-18 (Statistique Canada, n° 11-008 au catalogue).
24. Z. Wu et M.S. Pollard, « Economic circumstances and the stability of nonmarital cohabitation », *Journal of Family Issues*, 21(3), 2000, p. 303-328.
25. S.A. McDaniel et C. Strike, *La famille et les amis : Enquête sociale générale, série analytique*, Ottawa, Ministère de l'industrie, 1994 (Statistique Canada, n° 11-612 au catalogue).
26. P.J. Smock, « Gender and the short-run economic consequences of marital disruption », *Social Forces*, 73(1), 1994, p. 243-262.
27. I.M.A. Joung, K. Stronks, F.W.A. van de Mheen *et al.*, « The contribution of intermediary factors to marital status differences in self-reported health », *Journal of Marriage and the Family*, 59(2), 1997, p. 476-490.
28. C. Kohler Riessman et N. Gerstel, « Marital dissolution and health: do males or females have greater risk? », *Social Science and Medicine*, 20(6), 1985, p. 627-635.
29. M. Livingston Bruce et K.M. Kim, « Differences in the effects of divorce on major depression in men and women », *The American Journal of Psychiatry*, 149(7), 1992, p. 914-917.

30. K. Williams et D. Umberson, « Marital status, marital transitions, and health: A gendered life course perspective », *Journal of Health and Social Behavior*, 45(1), 2004, p. 81-98.
31. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 281-310.
32. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
33. R.H. Aseltine et R.C. Kessler, « Marital disruption and depression in a community sample », *Journal of Health and Social Behavior*, 34(3), 1993, p. 237-251.
34. S.M. Bianchi, L. Subaiya et J.R. Kahn, « The gender gap in the economic well-being of nonresident fathers and custodial mothers », *Demography*, 36(2), 1999, p. 195-203.
35. N. Gerstel, C. Kohler Riessman et S. Rosenfield, « Explaining the symptomatology of separated and divorced women and men: The role of material conditions and social networks », *Social Forces*, 64(1), 1985, p. 84-101.
36. D. Umberson et C.L. Williams, « Divorced fathers: Parental role strain and psychological distress », *Journal of Family Issues*, 14(3), 1993, p. 378-400.
37. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.*, « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States. Results from the National Comorbidity Survey », *Archives of General Psychiatry*, 51, 1994, p. 8-19.
38. Organisation mondiale de la Santé, *CIDI Online*, disponible à l'adresse <http://www.who.int/msa/cidi/index.htm> (document consulté le 13 octobre, 2006).
39. American Psychiatric Association, *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux, troisième édition, Révision du texte*, Washington DC, American Psychiatric Association, 1980.
40. C.D. Sherbourne et A.L. Stewart, « The MOS social support survey », *Social Science and Medicine*, 32(6), 1991, p. 705-714.
41. E.G. Menaghan et M.A. Lieberman, « Changes in depression following divorce: a panel study », *Journal of Marriage and the Family*, 48(2), 1986, p. 319-328.

Annexe A

Tableau A

Moyennes et proportions pour certaines caractéristiques des membres de l'échantillon inclus dans l'analyse et des membres de l'échantillon exclus parce qu'ils faisaient de la dépression au moment de l'entrevue de référence

	Inclus	Exclus pour cause de dépression à l'entrevue de référence
Rupture conjugale au cours de la période de deux ans (%)	4,0	9,5*
Âge (nombre moyen d'années)	43,2	41,1*
Sexe masculin (%)	49,6	30,8*
Rapport corrigé du revenu du ménage (moyenne de 0 à 1) [†]	0,18	0,17
Enfant présent, aucun changement (%)	49,6	50,3
Aucun enfant, aucun changement (%)	49,0	46,8
Un enfant ou plus ayant quitté le ménage (%)	1,4	2,9*
Travaillait lors des entrevues de référence et de suivi (%)	75,8	63,7*
Travaillait à l'entrevue de référence, mais non au suivi (%)	6,5	7,6
Ne travaillait pas à l'entrevue de référence, mais travaillait au suivi (%)	4,0	7,2*
Ne travaillait ni à l'entrevue de référence ni au suivi (%)	13,7	21,4*
Diplôme d'études secondaires ou moins (%)	33,1	35,2
Études postsecondaires partielles (%)	25,7	29,0
Diplôme d'études postsecondaires (%)	41,1	35,8*

* Valeur significativement différente de l'estimation pour les personnes incluses dans l'étude ($p < 0,05$).

[†] Un faible ratio donne à penser que le ménage éprouve des difficultés financières parce que les dépenses pour les nécessités de la vie représentent vraisemblablement une part importante du revenu.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2004-2005, fichier longitudinal (carré)

Annexe B

Conformément à la méthode proposée par Kessler *et al.*³⁷, l'Enquête nationale sur la santé de la population contient un sous-ensemble de questions de la *Composite International Diagnostic Interview* qui permettent de déterminer si la personne interrogée a vécu un épisode dépressif majeur. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-III-R)*³⁹. Les numéros de question indiqués ici correspondent à ceux qui figurent dans la section sur la santé mentale du questionnaire de l'ENSP. Trois cheminements différents à travers ces questions sont possibles : « oui » à 2, puis 3 à 13; « non » à 2, « oui » à 16, puis 17 à 26, et « non » à 2 et « non » à 16.

- 2 « Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-vous senti(e) triste, mélancolique ou déprimé(e) pour une période de deux semaines consécutives ou plus? »
(Oui – passer à 3; Non – passer à 16)
- 16 « Au cours des 12 derniers mois, vous est-il arrivé pendant une période de deux semaines ou plus de perdre intérêt pour la plupart des choses que vous aimiez faire ou auxquelles vous preniez généralement plaisir, comme le travail, un passe-temps ou toute autre chose? »
(Oui – passer à 17; Non – fin)
- 3/17 « Pour les quelques questions suivantes, pensez à la période de deux semaines au cours des 12 derniers mois pendant lesquelles : 3. ces sentiments ont été les plus forts.; 17. vous avez perdu presque tout intérêt. »
« Pendant cette période, combien de temps ces sentiments duraient-ils habituellement? »
(Toute la journée; presque toute la journée; environ la moitié de la journée; moins de la moitié de la journée)
- 4/18 « Combien de fois avez-vous éprouvé ces sentiments pendant ces deux semaines? »
(Tous les jours; presque tous les jours; moins souvent)
- 5 « Pendant ces deux semaines, avez-vous perdu intérêt pour la plupart des choses? »
(Oui; Non)
- 6/19 « Éprouviez-vous toujours de la fatigue ou un manque d'énergie? »
(Oui; Non)

- 7/20 « Avez-vous pris du poids, perdu du poids ou gardé presque le même poids? »
(Pris du poids; perdu du poids; gardé presque le même poids; suivait un régime alimentaire)
- 8/21 « Combien de livres ou de kilogrammes avez-vous pris ou perdus? »
- 9/22 « Avez-vous eu plus de difficulté que d'habitude à trouver le sommeil? »
(Oui; Non)
- 10/23 « Combien de fois cela s'est-il produit? »
(Chaque nuit; presque chaque nuit; moins souvent)
- 11/24 « Avez-vous eu beaucoup plus de difficulté à vous concentrer que d'habitude? »
(Oui; Non)
- 12/25 « Pendant ces périodes, les gens se sentent abattus ou sentent qu'ils ne valent rien. Avez-vous éprouvé ces sentiments? »
(Oui; Non)
- 13/26 « Avez-vous beaucoup songé à la mort, soit à la vôtre, soit à celle d'une autre personne ou à la mort en général? »
(Oui; Non)

On attribue une cote de 1 à toute réponse « Oui » aux questions à réponse « Oui/Non ». Pour les questions 8 et 21, on attribue une cote de 1 si la variation de poids est d'au moins 10 livres (4,5 kilogrammes). Pour les questions 10 et 23, on attribue une cote de 1 aux personnes qui disent avoir de la difficulté à s'endormir chaque nuit ou presque chaque nuit. Pour celles qui répondent « oui » à la question 2 et dont les symptômes duraient toute la journée ou presque toute la journée et se manifestaient chaque jour ou presque chaque jour, la cote maximale possible est de 8. Pour celles qui répondent « oui » à la question 16 et dont les symptômes duraient toute la journée ou presque toute la journée et se manifestaient chaque jour ou presque chaque jour, la cote maximale possible est de 7. La cote 0 est attribuée aux personnes qui répondent « non » aux questions 2 et 16.

A stylized graphic on the left side of the page. It features a dark grey background with white and light grey shapes. At the top, there's a white shape resembling a person's face with simple features like eyes, a nose, and a mouth. Below this, there are white lines that look like a network or a map. At the bottom, there's a large, white, stylized gear or circular shape with a central hole.

Santé en bref

De courts articles descriptifs qui
présentent de l'information
récente tirée d'enquêtes sur la
santé ou de bases de données
administratives

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Consommation de sodium à tous les âges

par Didier Garriguet

Mots-clés : Régime alimentaire, apport alimentaire de chlorure de sodium, habitudes alimentaires, enquêtes sur la nutrition.

Les Canadiens sont de forts consommateurs de sodium. Bien que ce nutriment soit indispensable à la régulation du volume sanguin et au fonctionnement normal des cellules¹, la plupart des Canadiens ont des apports de sodium qui dépassent

largement les besoins nutritionnels ou les apports recommandés. En effet, selon les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Nutrition réalisée en 2004 (voir *Source des données*), chez les personnes de 19 à 70 ans, plus de 85 % des hommes et de 60 % des femmes avaient des apports en sodium qui dépassaient la limite supérieure recommandée au-delà de laquelle les risques pour la santé augmentent (tableau 1).

Le sodium est principalement consommé sous forme de chlorure de sodium, communément appelé « sel de table ». De fait, selon une étude américaine, environ 90 % de l'apport en sodium provient du chlorure de sodium². Les aliments transformés en sont la source principale, fournissant 77 % de l'apport quotidien moyen de

Tableau 1

Pourcentage de personnes dont l'apport habituel de sodium est supérieur à l'apport maximal tolérable (AMT), selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge	% supérieur à l'AMT	Intervalle de confiance de 95 %	AMT (mg)
1 à 3 ans	77,1	71,6 à 82,5	1 500
4 à 8 ans	92,7*	88,8 à 96,5	1 900
9 à 13 ans			
Garçons	96,9	94,7 à 99,1	2 200
Filles	83,0†	77,8 à 88,1	2 200
14 à 18 ans			
Garçons	97,1	95,4 à 98,8	2 300
Filles	82,0†	76,8 à 87,2	2 300
19 à 30 ans			
Hommes	98,8	96,9 à 100	2 300
Femmes	76,3†	66,5 à 86,2	2 300
31 à 50 ans			
Hommes	91,7	87,3 à 96,1	2 300
Femmes	72,1†	66,3 à 78,0	2 300
51 à 70 ans			
Hommes	85,7	81,5 à 89,9	2 300
Femmes	62,3†	56,2 à 68,4	2 300
71 ans et plus			
Hommes	76,9	70,0 à 83,7	2 300
Femmes	45,1*†	37,6 à 52,6	2 300

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas le sel ajouté à table ou pendant la cuisson.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Définitions

L'*apport suffisant (AS)* d'un nutriment représente l'apport quotidien moyen recommandé de ce nutriment, valeur établie à partir de résultats d'observations ou d'expérimentation ou à partir d'estimations de l'apport nutritionnel chez un ou plusieurs groupes de personnes apparemment en bonne santé qui semblent maintenir un état nutritionnel adéquat.

L'*apport maximal tolérable (AMT)* représente l'apport quotidien le plus élevé d'un nutriment dont la consommation continue ne semble pas poser de risque d'effets indésirables sur la santé de la plupart des membres d'un groupe donné, défini en fonction du stade de la vie et du sexe. Le risque d'effets indésirables augmente à mesure que l'apport s'élève au-dessus de l'AMT.

Ces valeurs de référence ont été établies par des scientifiques canadiens et américains et font partie d'un ensemble détaillé de valeurs nutritionnelles de référence³.

sodium. En outre, le sodium naturellement présent dans les aliments en fournit 12 %, tandis que le sel ajouté pendant la cuisson des aliments (6 %) et le sel ajouté à table (5 %) en constituent les proportions restantes².

Apports recommandés de sodium

L'Institute of Medicine (IOM)¹ recommande les « apports suffisants » (AS) quotidiens suivants en ce qui a trait au sodium :

- 1 000 milligrammes (mg) pour les enfants de 1 à 3 ans
- 1 200 mg pour les enfants de 4 à 8 ans

Source des données

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) - Nutrition réalisée en 2004 a été conçue en vue de recueillir, aux échelons national et provincial, des renseignements sur le régime alimentaire, y compris les apports nutritionnels, de la population à domicile. Sont exclus du champ d'observation de l'enquête les membres de la force régulière des Forces canadiennes, les habitants des trois territoires, des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, les personnes qui vivent en établissement, ainsi que tous les résidents (militaires et civils) des bases des Forces canadiennes. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ESCC sont décrits en détail dans un rapport publié antérieurement⁴.

En tout, 35 107 personnes ont répondu à un questionnaire initial de rappel alimentaire de 24 heures. Un sous-échantillon de 10 786 personnes ont rempli un deuxième questionnaire de rappel alimentaire trois à dix jours plus tard. Les taux de réponse ont été de 76,5 % et 72,8 %, respectivement. Un certain nombre de rappels non valides et « nuls » ont été exclus des réponses, de même que les enregistrements pour les enfants nourris au sein et ceux de moins d'un an.

La proportion de la population dont l'apport de sodium était supérieur à l'apport maximum tolérable (AMT) a été estimée d'après les données recueillies lors des deux entrevues de l'enquête, à l'aide du programme Software for Intake Distribution Estimation (SIDE)^{5,6}.

La méthode du *bootstrap*, qui tient compte du plan d'enquête complexe, a été utilisée pour estimer les erreurs-types, les coefficients de variation et les intervalles de confiance^{7,8}. Le seuil de signification a été fixé à $p < 0,05$.

Les questions

Le présent article est fondé sur des données provenant de la composante du rappel alimentaire de 24 heures de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition réalisée en 2004. On a demandé aux participants à l'enquête de dresser la liste de tous les aliments et toutes les boissons qu'ils avaient consommés au cours des 24 heures ayant précédé le jour de l'entrevue, plus précisément, de minuit à minuit. Afin d'aider les participants à se rappeler ce qu'ils avaient bu et mangé, les intervieweurs ont eu recours à l'« *Automated Multi-pass Method* »^{9,10}, méthode consistant en cinq étapes, à savoir :

- une liste rapide (les participants énuméraient rapidement, sans se soucier de l'ordre de présentation, toutes les boissons et tous les aliments consommés);
- une série de questions sur des catégories d'aliments déterminées et certains aliments fréquemment oubliés;
- des questions sur l'heure des occasions de consommation ainsi que sur le type d'occasion (p.ex., déjeuner, dîner);
- une série de questions visant à recueillir des renseignements plus détaillés sur les aliments et les boissons – de même que sur les quantités – consommés;
- une révision finale.

Un sous-échantillon de la population a participé à un deuxième rappel alimentaire de 24 heures quelques jours plus tard afin qu'il soit possible de comparer la consommation alimentaire d'une personne d'une journée à l'autre.

Les personnes qui ont répondu « Aucun » à la question sur l'*ajout de sel aux aliments à table* (« Quel type de sel ajoutez-vous habituellement à vos aliments à table? ») ont été classées dans la catégorie des personnes qui n'ajoutent « jamais » de sel à table. Aux autres, on a demandé à quelle fréquence elles ajoutaient du sel à leurs aliments : rarement, à l'occasion ou très souvent.

On a demandé aux participants s'ils souffraient de certains problèmes de santé de longue durée qui devaient durer ou avaient déjà duré six mois ou plus et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé. Ceux qui ont répondu « Oui » à la question « Faites-vous de l'hypertension? » ont été classés dans la catégorie des personnes faisant de l'*hypertension*.

- 1 500 mg pour les personnes de 9 à 50 ans
- 1 300 mg pour les adultes de 51 à 70 ans
- 1 200 mg pour les aînés de plus de 70 ans

L'IOM a également établi un « apport maximal tolérable » (AMT) pour ce nutriment (voir *Définitions* et *Limites*), qui va de 1 500 mg à 2 200 mg par jour pour les enfants et les adolescents de 1 à 13 ans, jusqu'à 2 300 mg par jour pour les personnes de 14 ans et plus. Des apports supérieurs à ces limites augmentent le risque d'effets nuisibles sur la santé, particulièrement ceux liés à l'hypertension artérielle¹.

Rappel alimentaire

Les renseignements se rapportant à la consommation de sodium chez les Canadiens ont été recueillis dans le cadre du « rappel alimentaire de 24 heures » de l'ESCC – Nutrition (2004). On a alors demandé aux participants de dresser la liste de tout ce qu'ils avaient bu et mangé la veille, c'est-à-dire au cours des 24 heures ayant précédé l'entrevue (voir *Les questions*). Dans le cas des enfants de moins de 6 ans, ce sont les parents qui ont fourni les renseignements et dans celui des enfants de 6 à 11 ans, l'entrevue a été menée avec l'aide d'un parent. Lorsque les parents ne pouvaient pas fournir les détails, par exemple, dans le cas d'aliments ou boissons consommés à la garderie ou à l'école, on leur demandait de communiquer avec les personnes responsables afin de pouvoir fournir le plus de renseignements possible. La teneur en sodium des aliments a été tirée du Fichier canadien sur les éléments nutritifs 2001b, Supplément, de Santé Canada⁹.

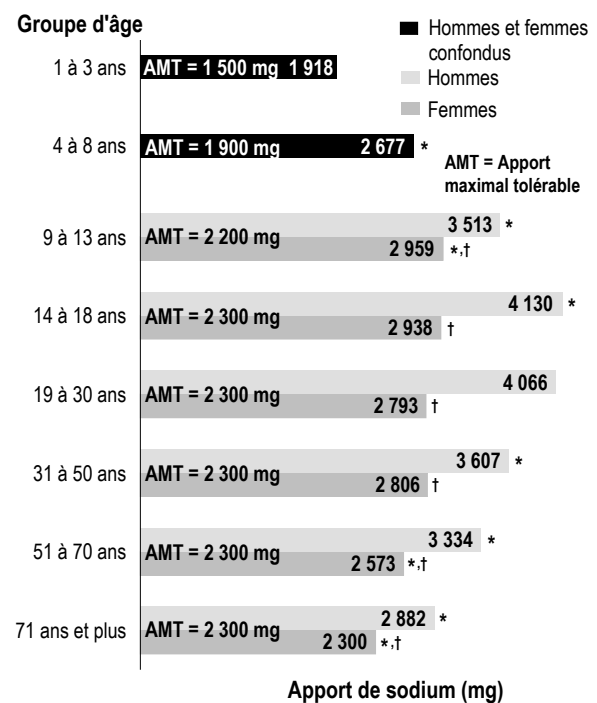
La consommation excède les apports recommandés à tous les âges

En 2004, les Canadiens de tous âges avaient un apport quotidien moyen de sodium qui dépassait largement l'apport maximal tolérable (AMT) (graphique 1). Les hommes en consommaient plus

que les femmes, leurs apports chez les 14 à 30 ans excédant les 4 000 mg par jour. Parmi les personnes de 9 à 70 ans, plus de 85 % des hommes et 60 % à 80 % des femmes avaient un apport habituel de sodium qui excédait l'AMT recommandé (tableau 1).

Même les jeunes enfants consomment trop de sodium. En 2004, par exemple, chez les enfants âgés de 1 à 3 ans, la dose quotidienne moyenne s'approchait des 2 000 mg par jour et 77 % d'entre eux avaient consommé plus que l'AMT quotidien recommandé de sodium. Chez les 4 à 8 ans, l'apport quotidien moyen s'établissait à 2 700 mg et 93 %

Graphique 1
Apport quotidien moyen de sodium (en milligrammes), selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

† Valeur significativement différente de l'estimation pour les hommes du même groupe d'âge ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas le sel ajouté à table ou pendant la cuisson.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

Tableau 2

Pourcentage de personnes qui n'ajoutent jamais de sel à leurs aliments à table, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004

Groupe d'âge	N'ajoutent jamais de sel aux aliments à table %	Intervalle de confiance de 95 %
1 à 3 ans	69	66 à 72
4 à 8 ans	52*	49 à 55
9 à 13 ans		
Garçons	37*	33 à 40
Filles	35*	32 à 38
14 à 18 ans		
Garçons	27*	24 à 30
Filles	29*	26 à 32
19 à 30 ans		
Hommes	29	26 à 33
Femmes	28	25 à 31
31 à 50 ans		
Hommes	31	27 à 34
Femmes	31	28 à 34
51 à 70 ans		
Hommes	31	28 à 34
Femmes	29	27 à 32
71 ans et plus		
Hommes	31	27 à 34
Femmes	34*	31 à 38

* Valeur significativement différente de l'estimation pour le groupe d'âge précédent de même sexe ($p < 0,05$).

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

d'entre eux avaient dépassé l'AMT recommandé. En général, l'ajout de sel à table ne contribuait pas à l'apport élevé de sodium chez ces enfants : selon l'ESCC, 69 % des enfants âgés de 1 à 3 ans et 52 % des enfants de 4 à 8 ans ont déclaré ne « jamais » ajouter de sel à leurs aliments.

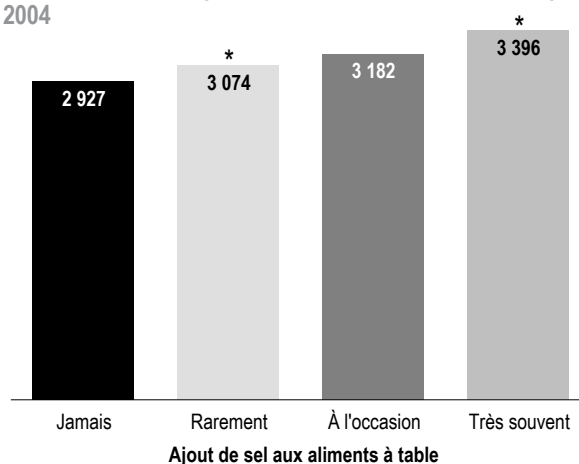
Vers l'âge de 9 ans, les enfants commencent à prendre l'habitude qu'ont les adultes d'ajouter du sel à leurs aliments. En effet, chez les personnes de 9 ans et plus, la proportion de personnes ayant déclaré ne « jamais » saler leurs aliments à table a diminué, pour s'établir autour de 30 % (tableau 2).

Du sel et encore d'autre sel

Le sel ajouté aux aliments n'a pas été mesuré dans le cadre de l'ESCC ni pris en compte dans le calcul des apports quotidiens de sodium. Un constat a toutefois été fait : les personnes qui consommaient

Graphique 2

Apport quotidien moyen de sodium (en milligrammes), selon la fréquence de l'ajout de sel à table, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie précédente ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas le sel ajouté à table ou pendant la cuisson.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

le plus de sodium dans leurs aliments sont celles qui ont le plus fréquemment déclaré ajouter du sel (« très souvent ») (graphique 2). Les personnes ayant déclaré ne « jamais » ajouter de sel consommaient nettement moins de sodium par jour. Malgré cela, la proportion de personnes dans ce groupe dont l'apport en sodium était supérieur à l'AMT recommandé était presque la même que celle observée pour l'ensemble de la population (données non présentées).

Risque d'hypertension artérielle

Nombre d'études ont montré qu'il existe un lien entre la consommation de sodium et l'hypertension artérielle¹. Lorsque l'apport de sodium augmente chez les personnes prédisposées, la pression artérielle tend à s'élever. L'hypertension artérielle est habituellement diagnostiquée chez les personnes de plus de 31 ans. Or, selon les données tirées de l'ESCC – Nutrition réalisée en 2004, 6 % des personnes de 31 à 50 ans ont déclaré avoir reçu

Le régime canadien – Les 10 sources principales de sodium

Selon les résultats de l'ESCC – Nutrition réalisée en 2004, les Canadiens tiraient des 10 groupes d'aliments et boissons suivants plus de la moitié (55 %) du sodium consommé :

	% de l'apport total de sodium
Pizza, sandwichs, sous-marins, hamburgers et hotdogs	19,1
Soupes	7,4
Pâtes alimentaires	5,7
Lait liquide et boissons à base de lait	4,0
Volaille et mets à base de volaille	3,8
Pommes de terre	3,4
Fromages	3,2
Céréales	3,0
Bœuf	3,0
Sauces	2,9

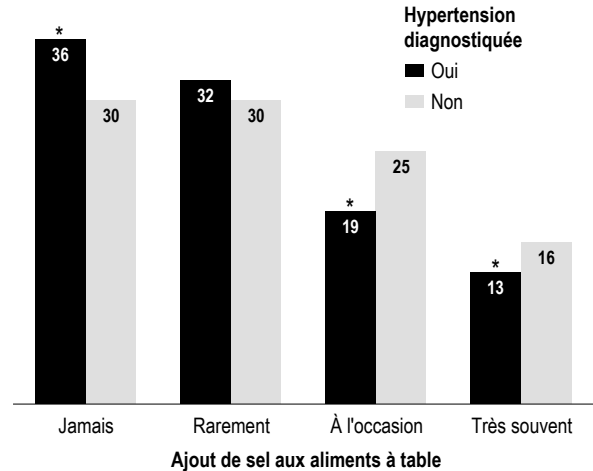
ce diagnostic. Chez les personnes de 51 à 70 ans et chez les 70 ans et plus, les taux correspondants se fixent à 27 % et à 47 %, respectivement.

Les résultats tirés de la question sur l'ajout de sel aux aliments à table donnent à penser que les personnes de 31 ans et plus chez qui on a diagnostiqué de l'hypertension artérielle semblent savoir qu'elles devraient consommer moins de sel. Par rapport aux autres, ces personnes étaient nettement moins portées à répondre qu'elles salaient leurs aliments « à l'occasion » ou « très souvent » (graphique 3).

Même s'il est plus visible, le sel ajouté à table ne représente en fait qu'une faible part (5 %) de l'apport quotidien de sodium². Lorsque la présence de sodium était moins évidente, notamment dans le cas d'aliments auxquels il est préincorporé, le niveau d'apport chez les adultes hypertendus se rapprochait de celui des personnes non hypertendues (données non présentées). Si l'on exclut le sel ajouté, le niveau habituel d'apport de sodium chez les adultes hypertendus est nettement supérieur à l'AMT recommandé.

Graphique 3

Pourcentage de personnes qui ont déclaré ajouter du sel à leurs aliments à table, selon la fréquence et la situation d'hypertension, population à domicile de 31 ans et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour l'absence de diagnostic d'hypertension ($p < 0,05$).

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

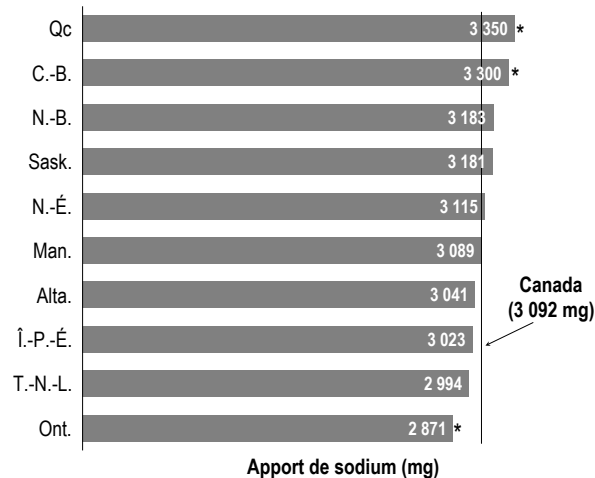
Si la pression artérielle s'élève en fonction de l'accroissement de l'apport en sodium, une augmentation de l'apport en potassium peut contribuer à l'abaisser¹. Les résultats de l'ESCC montrent, toutefois, que l'apport de potassium des Canadiens, quels que soient leur âge ou leur sexe, est inférieur aux apports recommandés (données non présentées).

Différences interprovinciales

Partout au pays les niveaux de consommation de sodium sont supérieurs aux niveaux recommandés, mais deux provinces se démarquent des autres : le Québec et la Colombie-Britannique. En 2004, dans ces provinces, les résidents de 1 an et plus avaient un apport quotidien moyen de sodium supérieur à 3 300 mg, comparativement à 3 092 mg pour l'ensemble de la population canadienne. En Ontario, seule province où la consommation quotidienne moyenne de sodium se situait bien au-

Graphique 4

Apport quotidien moyen de sodium (en milligrammes), selon la province, population à domicile d'un an et plus, Canada, territoires non compris, 2004



* Valeur significativement différente de l'estimation pour le Canada ($p < 0,05$)

Nota : Ne comprend pas le sel ajouté à table ou pendant la cuisson.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004

dessous de la moyenne nationale, l'apport moyen était de 2 871 mg par jour (graphique 4), valeur tout de même supérieure à l'AMT quotidien recommandé. Les différences interprovinciales ne variaient pas lorsque les données selon le sexe étaient analysées séparément (données non présentées). (Les trois territoires ne faisaient pas partie du champ d'observation de l'ESCC – Nutrition.)

La consommation de sodium au Canada est légèrement moindre qu'aux États-Unis

Une comparaison des estimations de l'ESCC de 2004 avec les résultats de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) de 2001-2002 réalisée aux États-Unis¹² a permis de

constater que les Canadiens consomment un peu moins de sodium que les Américains. Les niveaux d'apport pour le Canada étaient plus faibles chez les enfants de 1 à 8 ans, chez les hommes de 31 à 70 ans et chez les femmes de 19 à 30 ans. Aucun écart entre le Canada et les États-Unis n'a été observé pour les autres groupes (tableau 3).

Il est possible que ces différences aient été légèrement plus importantes si on avait procédé aux mêmes ajustements lors du traitement des données des deux enquêtes. Or, le contenu en sel des recettes américaines a été ajusté à la baisse selon la fréquence d'ajout de sel aux aliments pendant la cuisson. De tels ajustements n'ont pas été faits dans le cas de l'ESCC.

Tableau 3

Apport quotidien moyen de sodium (en milligrammes), selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, territoires non compris, 2004, et États-Unis, 2001-2002

Groupe d'âge	Canada (mg)	États-Unis (mg)
1 à 3 ans	1 918*	2 140
4 à 8 ans	2 677*	2 831
9 à 13 ans		
Garçons	3 513	3 549
Filles	2 959	2 806
14 à 18 ans		
Garçons	4 130	4 086
Filles	2 938	2 799
19 à 30 ans		
Hommes	4 066	4 141
Femmes	2 793*	3 098
31 à 50 ans		
Hommes	3 607*	4 252
Femmes	2 806	3 011
51 à 70 ans		
Hommes	3 334*	3 645
Femmes	2 573	2 652
71 ans et plus		
Hommes	2 882	3 051
Femmes	2 300	2 404

* Valeur significativement différente de l'estimation pour les États-Unis ($p < 0,05$).

Nota : Ne comprend pas le sel ajouté à table ou pendant la cuisson.

Sources : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition, 2004; National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) – What We Eat in America, 2001-2002.

Limites

Les apports quotidiens recommandés de sodium sont établis pour des personnes moyennement actives et ne s'appliquent donc pas à tout le monde¹. Par exemple, les personnes qui s'adonnent à une activité physique intense doivent ingérer plus de sodium pour compenser les pertes par transpiration. Mais comme l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Nutrition réalisée en 2004 ne comportait pas de question sur le niveau d'activité physique, il n'a pas été possible d'examiner la consommation de sodium selon le niveau d'activité physique.

La quantité de sel ajouté à table ou pendant la cuisson est vraisemblablement inférieure à celle publiée dans une étude américaine qui a permis de constater que tous les participants ajoutaient du sel à table et pendant la cuisson². En revanche, la réalité de cette étude ne correspondait peut-être pas à la réalité canadienne.

L'estimation de la prévalence de l'hypertension artérielle en 2004 était fondée sur des données autodéclarées quant à l'existence d'un problème de santé diagnostiqué. Or, certaines personnes faisaient peut-être de l'hypertension artérielle sans le savoir, si bien qu'elles n'auraient pas modifié leur consommation de sel par suite d'un diagnostic d'hypertension.

Bien qu'il n'ait pas été possible de corriger la teneur en sel des recettes en fonction de la fréquence d'ajout de sel pendant la cuisson, cette fréquence ne variait pas selon la situation relative à l'hypertension. Qui plus est, l'apport de sodium imputable au sel ajouté pendant la cuisson des aliments est relativement faible², et 15 % seulement des participants à l'enquête ont déclaré ne jamais ajouter de sel pendant la cuisson.

Didier Garriguet (613-951-7187; Didier.Garriguet@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé, à Statistique Canada.

Références

1. Institute of Medicine, *Dietary Reference Intakes: Water, Potassium, Sodium, Chloride, and Sulfate*, Washington, DC, The National Academies Press, 2004.
2. R.D. Mattes et D. Donnelly, « Relative contributions of dietary sodium source », *Journal of the American College of Nutrition*, 10(4), 1991, p. 383-393.
3. Santé Canada, *Aliments et nutrition : Apports nutritionnels de référence*, disponible à l'adresse : http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/reference/index_f.html (document consulté le 29 septembre 2006).
4. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. K.W. Dodd, *A Technical Guide to C-SIDE (Software for Intake Distribution Estimation), Version 1.0*, Dietary Assessment Research Series Report 9, septembre 1996, disponible à l'adresse : <http://www.card.iastate.edu/publications/DBS/PDFFiles/96tr32.pdf> (document consulté le 28 juin 2006).
6. S.M. Nusser, A.L. Carriquiry, K.W. Dodd *et al.*, « A semiparametric transformation approach to estimating usual daily intake distributions », *Journal of the American Statistical Association*, 91(436), 1996, p. 1440-1449.
7. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
8. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
9. A.J. Moshfegh, N. Raper, L. Ingwersen *et al.*, « An improved approach to 24-hour dietary recall methodology », *Annals of Nutrition and Metabolism*, 45(suppl. 1), 2001, p. 156 (résumé).
10. A.J. Moshfegh, L. Borrud, B. Perloff *et al.*, « Improved method for the 24-hour dietary recall for use in national surveys » (résumé), *The FASEB Journal: Official Publication of The Federation of American Societies for Experimental Biology*, 13(A603), 1999.
11. Santé Canada, *Fichier canadien sur les éléments nutritifs, 2005*, disponible à l'adresse : http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/fiche-nutri-data/index_f.html (document consulté le 29 septembre 2006).
12. A. Moshfegh, J. Goldman et L. Cleveland, *What We Eat in America, NHANES 2001-2002: Usual Nutrient Intakes from Food Compared to Dietary Reference Intakes*, US Department of Agriculture, Agricultural Research Service, 2005.