

L'obésité : un enjeu en croissance

Christel Le Petit et Jean-Marie Berthelot

Résumé

Objectifs

La présente étude, fondée sur des données longitudinales, suit un échantillon de personnes qui avaient entre 20 et 56 ans en 1994-1995 afin de déterminer le pourcentage d'entre elles qui étaient passées d'un poids santé à l'embonpoint ou de l'embonpoint à l'obésité en 2002-2003. On examine les caractéristiques qui augmentent le risque qu'une personne faisant de l'embonpoint devienne obèse.

Sources des données

Les données proviennent de cinq cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population réalisés de 1994-1995 à 2002-2003.

Techniques d'analyse

On a utilisé le modèle à risques proportionnels de Cox pour identifier les variables associées à une augmentation ou à une diminution du risque de devenir obèse. En tout, 1 937 hommes et 1 184 femmes qui faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 ont été sélectionnés pour l'analyse.

Principaux résultats

Près du tiers (32 %) des personnes de 20 à 56 ans qui avaient un poids santé en 1994-1995 faisaient de l'embonpoint en 2002-2003. Durant la même période, près du quart de celles qui faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 sont devenues obèses. Parmi les personnes faisant de l'embonpoint, le risque de devenir obèse était relativement élevé chez les hommes plus jeunes et les membres des ménages à faible revenu. Les hommes qui faisaient de l'embonpoint et qui fumaient ou avaient une limitation des activités couraient un plus grand risque que les autres de devenir obèses. L'activité physique contribuait à ce que les femmes faisant de l'embonpoint ne deviennent pas obèses.

Mots-clés

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

Auteurs

Christel Le Petit (613-951-3856; Christel.LePetit@statcan.ca) fait partie du Groupe d'analyse et de mesure de la santé, à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Jean-Marie Berthelot travaillait auparavant pour Statistique Canada; il travaille maintenant pour l'Institut canadien d'information sur la santé.

On considère que l'obésité est un problème de santé publique important rivalisant avec l'usage du tabac comme cause de maladie et de décès prématuré. L'obésité est associée au diabète de type 2, aux maladies cardiovasculaires, à l'hypertension, aux accidents vasculaires cérébraux, à la cholécystopathie, à certaines formes de cancer, à l'arthrose et à divers problèmes psychosociaux¹. Son incidence sur l'espérance de vie est considérable : chez les Américains non fumeurs, l'obésité à l'âge de 40 ans a été associée à une perte de 7,1 années chez la femme et de 5,8 années chez l'homme². Toujours selon cette étude américaine, même l'embonpoint réduit de plus de trois années l'espérance de vie des hommes et des femmes non fumeurs.

L'obésité se manifeste lorsqu'une personne consomme beaucoup plus de calories qu'elle n'en brûle (voir *Comment calculer l'embonpoint et l'obésité*). Certains attribuent ce déséquilibre à divers facteurs de la vie moderne, dont la restauration-minute, l'augmentation des portions, un mode de vie sédentaire et des aménagements urbains qui dissuadent les citoyens de marcher³.

Méthodologie

Source des données

L'analyse porte sur des données longitudinales provenant des cinq premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisés de 1994-1995 à 2002-2003. Dans le cadre de l'ENSP, on a recueilli des renseignements sur la santé de la population canadienne tous les deux ans depuis 1994-1995. Cette enquête couvre la population à domicile et les personnes vivant en établissement des dix provinces et des trois territoires, sauf les membres de la force régulière des Forces armées, les habitants des réserves indiennes et de certaines régions éloignées, ainsi que les résidents civils des bases militaires. Bien que les personnes demeurant en établissement de santé fassent partie du champ de l'enquête, elles sont exclues de l'analyse.

En 1994-1995, on a sélectionné 20 095 personnes pour faire partie du panel longitudinal. De celles-ci, 17 276 ont consenti à participer à l'enquête, ce qui représente un taux de réponse de 86,0 %. Les taux de réponse aux cycles subséquents, fondés sur ces 17 276 personnes, étaient de 92,8 % au cycle 2 (1996-1997), de 88,2 % au cycle 3 (1998-1999), de 84,8 % au cycle 4 (2000-2001) et de 80,6 % au cycle 5 (2002-2003).

Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans des rapports déjà publiés^{4,5}.

Techniques d'analyse

Les proportions de personnes passant d'une catégorie de poids à une autre ont été calculées par totalisations croisées des données du cycle de 1994-1995 de l'ENSP à celles de chaque cycle subséquent. Donc, les résultats indiquent la variation nette entre 1994-1995 et 1996-1997, 1994-1995 et 1998-1999, 1994-1995 et 2000-2001, ainsi que 1994-1995 et 2002-2003. Les tests de vérification des tendances des proportions présentées aux graphiques 1 à 4 ont été réalisés au moyen d'une régression logistique, le temps constituant la seule variable indépendante.

Pour identifier les variables associées à une augmentation ou à une diminution du risque de devenir obèse, on a utilisé le modèle à risques proportionnels de Cox. Ce modèle permet d'étudier les relations entre les caractéristiques individuelles et un événement particulier, quand celui-ci peut avoir lieu au cours d'une certaine période. La méthode tient compte de la possibilité que certains événements ne surviennent pas au cours de la période à l'étude et fait en sorte que le biais associé à l'érosion de l'échantillon soit réduit au minimum.

Pour établir le modèle à risques proportionnels, on a sélectionné les participants qui faisaient de l'embonpoint au moment de l'enquête en 1994-1995 (IMC de 25,0 à 29,9) et pour lesquels des données ne manquaient pour aucune covariable, c'est-à-dire 1 937 hommes et 1 184 femmes. Durant la période à l'étude, 447 de ces hommes et 402 de ces femmes sont devenus obèses. En partant de 1994-1995, on a considéré comme un événement le fait qu'une personne déclare être obèse pendant un cycle subséquent. Comme la prise de poids est un processus continu que l'on a mesuré uniquement à des intervalles discrets (les entrevues de l'ENSP),

de nombreuses transitions vers l'obésité ont eu lieu en même temps, après deux, quatre, six ou huit ans. La spécification correcte d'un tel modèle consiste à choisir dans SAS l'option *ties = exact*, qui correspond à un processus continu (devenir obèse) observé inadéquatement à intervalles fixes (les entrevues de l'ENSP). Afin de pouvoir utiliser les poids de sondage, le modèle a été spécifié au moyen de la procédure *Proc Logistic*, avec une fonction de lien *cloglog*, qui équivaut à un modèle à risques proportionnels, ou au moyen de la procédure *Phreg*, *ties = exact* dans SAS⁶.

Les cas pour lesquels la valeur de l'IMC manquait pour un ou plusieurs cycles mais était disponible pour les cycles subséquents ont été retenus dans l'analyse, ce qui crée des intervalles de longueur variable entre les observations. Pour tenir compte du fait qu'une transition d'une catégorie d'IMC à une autre est d'autant plus probable que l'intervalle est grand, la durée du cycle et le carré de la durée du cycle ont été introduits dans le modèle en tant que variables indépendantes.

On a examiné les relations entre les variables indépendantes (âge, revenu du ménage, consommation d'alcool, notamment) en 1994-1995 et le fait d'être devenu obèse en 2002-2003. Font exception les variables d'activités physiques durant les loisirs et d'activités physiques quotidiennes habituelles pour lesquelles on a examiné les associations entre les valeurs pendant chaque cycle et le fait de devenir obèse.

L'analyse englobe les dix provinces, mais exclut les territoires. Tous les résultats des analyses ont été pondérés au moyen de poids longitudinaux représentatifs du total de la population des provinces en 1994.

Afin de tenir compte du plan de sondage complexe, on a calculé les intervalles de confiance et évalué la signification statistique selon la méthode du *bootstrap*^{7,9}. Le seuil de signification a été fixé à $p < 0,05$.

Limites

L'analyse est basée sur des données recueillies au moment d'interviews sur place ou par téléphone. Comme toute autre enquête, l'ENSP comporte un certain taux de non-réponse. Si la non-réponse n'était pas aléatoire, il se pourrait qu'un biais ait été introduit dans l'analyse.

Les données sont autodéclarées ou déclarées par personnes interposées et elles n'ont été validées ni au moyen d'une source indépendante ni par mesure directe. Il est possible que certaines personnes aient donné des réponses qu'elles considéraient socialement acceptables à des questions comme celles sur le poids, l'usage du tabac ou la consommation d'alcool.

D'autres erreurs pourraient s'être produites durant la collecte ou la saisie des données. Les interviewers pourraient avoir mal compris certaines instructions, et des erreurs pourraient avoir été commises lors du traitement des données. Cependant, des efforts considérables ont été déployés en vue de réduire au minimum ce genre d'erreurs.

Aucune information sur la nutrition n'était disponible pour l'analyse.

Dans la présente analyse, on utilise des données longitudinales permettant de suivre un grand échantillon de personnes sur une période de huit années pour déterminer quel pourcentage d'entre elles sont passées d'un poids santé à l'embonpoint, d'une part, et de l'embonpoint à l'obésité, d'autre part. L'analyse étant fondée sur de l'information autodéclarée (plutôt que des mesures directes de la taille et du poids), la portée réelle de l'embonpoint et de l'obésité est quelque peu sous-estimée (voir *Obésité chez les adultes* dans le présent numéro). Quoi qu'il en soit, le but de la présente analyse est de déterminer la probabilité de passer d'une catégorie de poids à une autre et non la prévalence de l'excès de poids. On y examine les caractéristiques qui contribuent à augmenter le risque de devenir obèse pour une personne faisant de l'embonpoint. Ce genre d'information peut aider à mieux cibler les programmes de santé publique afin de prévenir de nouveaux cas d'obésité. Une fois gagnés, les kilos en trop sont difficiles à perdre, si bien que les interventions axées sur la prévention pourraient être plus efficaces que les programmes de perte de poids¹⁰.

L'étude est fondée sur les cinq premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP). Dans le cadre de cette enquête, les mêmes personnes ont été interrogées tous les deux ans de 1994-1995 à 2002-2003 (voir *Méthodologie* et

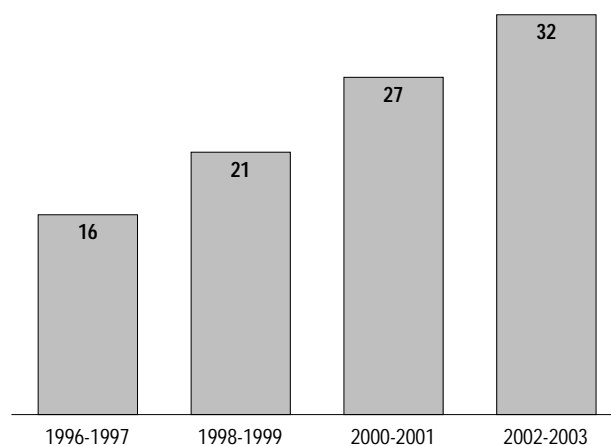
Définitions). Comme la tendance de prise de poids varie selon le sexe, l'analyse a été réalisée séparément pour les hommes et pour les femmes.

Croissance soutenue

Chez les personnes qui avaient un poids santé en 1994-1995 (selon le poids et la taille qu'elles ont déclarés), le passage à l'embonpoint en 2002-2003 était relativement courant (graphique 1). À la fin des huit années, environ le tiers de ces personnes (32 %) faisaient de l'embonpoint. La prise de poids est généralement un processus lent. En effet, très peu de personnes (2 %) ayant un poids santé en 1994-1995 étaient obèses en 2002-2003 (données non présentées).

Une fois qu'une personne commence à faire de l'embonpoint, elle a tendance à continuer à grossir. Presque le quart des personnes qui faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 étaient obèses en 2002-2003 (graphique 2). Par contre, à peine 10 % de celles qui faisaient de l'embonpoint en 1994-1995 avaient retrouvé un poids santé en 2002-2003 (données non présentées).

Graphique 1
Pourcentage de personnes ayant un poids santé en 1994-1995 qui sont passées à la catégorie embonpoint, population à domicile de 20 à 56 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2002-2003



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal

Nota : La pente de la courbe d'accroissement est significativement différente de 0 ($p < 0,05$).

Comment calculer l'embonpoint et l'obésité

L'embonpoint et l'obésité sont fondés sur l'indice de masse corporelle (IMC). L'IMC se calcule en divisant le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille en mètres. Par exemple, l'IMC d'une personne qui mesure 1,7 mètre (5 pieds 7 pouces) et qui pèse 70 kilogrammes (154 livres) est :

$$70 \div 1,7^2 = 24,2$$

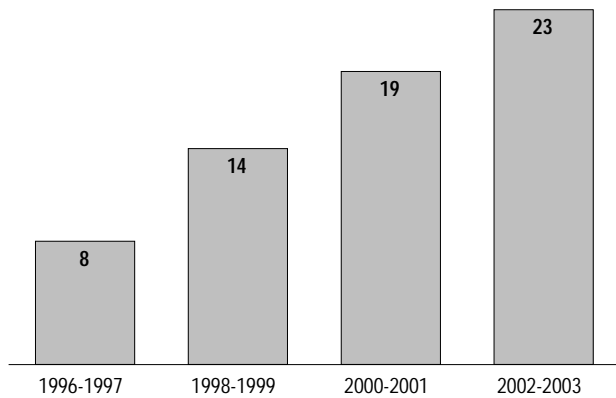
Si cette personne pesait 80 kilogrammes (176 livres), son IMC serait :

$$80 \div 1,7^2 = 27,7$$

Les catégories d'IMC utilisées dans le présent article sont : le poids insuffisant (inférieur à 18,5); le poids santé (de 18,5 à 24,9); l'embonpoint (de 25,0 à 29,9) et l'obésité (30,0 ou plus).

Graphique 2

Pourcentage de personnes faisant de l'embonpoint en 1994-1995 qui sont devenues obèses, population à domicile de 20 à 56 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2002-2003



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal

Nota : La pente de la courbe d'accroissement est significativement différente de 0 ($p < 0,05$).

Tendances différentes chez les hommes et les femmes

Les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de passer d'un poids santé à l'embonpoint (graphique 3). En 2002-2003, 38 % d'hommes et 28 % des femmes ayant un poids santé en 1994-1995 faisaient de l'embonpoint.

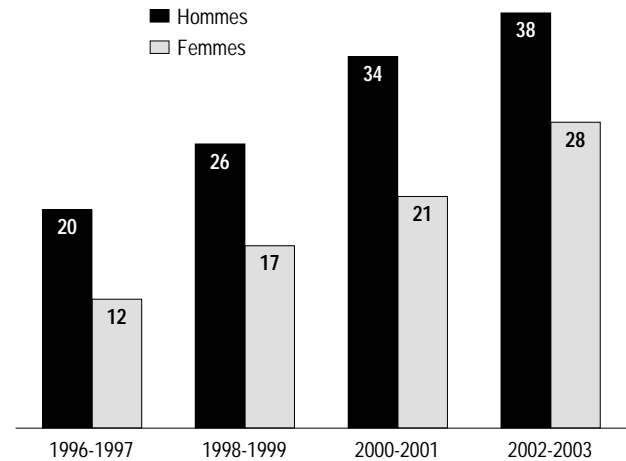
Cependant, la probabilité de passer de l'embonpoint à l'obésité était plus forte chez les femmes (graphique 4). À la fin des huit années, 28 % de femmes et 20 % d'hommes qui faisaient de l'embonpoint au début de l'enquête étaient devenus obèses.

Divers facteurs démographiques et socioéconomiques ainsi que d'autres facteurs liés au mode de vie et à la santé jouent un rôle dans le passage à l'obésité. En outre, ces facteurs sont souvent interdépendants. Par exemple, une personne âgée présentant une limitation des activités pourrait être sédentaire, et les personnes faisant partie d'un ménage à faible revenu pourraient être plus susceptibles de fumer que celles vivant dans les ménages mieux nantis. Quand on prend en compte l'effet de ces facteurs confusionnels possibles ainsi que l'étendue de l'embonpoint en

1994-1995, il se dégage une association entre plusieurs de ces facteurs et le risque qu'une personne faisant de l'embonpoint devienne obèse.

Graphique 3

Pourcentage de personnes ayant un poids santé en 1994-1995 qui sont passées à la catégorie embonpoint, selon le sexe, population à domicile de 20 à 56 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2002-2003

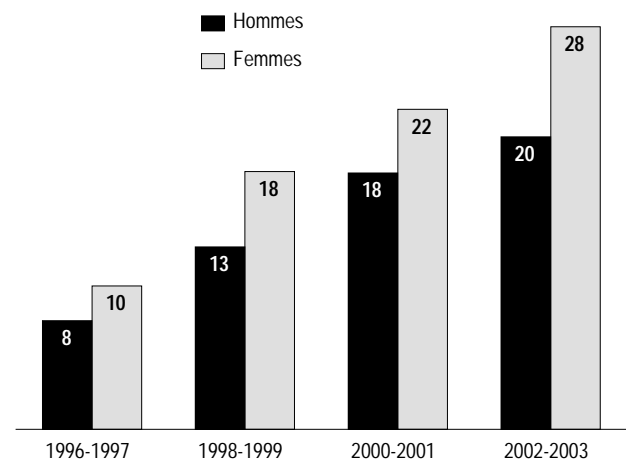


Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal

Nota : La pente de la courbe d'accroissement est significativement différente de 0 ($p < 0,05$).

Graphique 4

Pourcentage de personnes faisant de l'embonpoint en 1994-1995 qui sont devenues obèses, selon le sexe, population à domicile de 20 à 56 ans en 1994-1995, Canada, territoires non compris, 1996-1997 à 2002-2003



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal

Nota : La pente de la courbe d'accroissement est significativement différente de 0 ($p < 0,05$).

Les hommes plus jeunes sont davantage susceptibles de devenir obèses

Les jeunes adultes, particulièrement les hommes, couraient un risque élevé de devenir obèses (tableau 1). Durant la période de huit ans à l'étude, les hommes dans la vingtaine et la trentaine qui faisaient de l'embonpoint étaient plus susceptibles de devenir obèses que ceux dans la cinquantaine. Chez les femmes dans la vingtaine faisant de l'embonpoint, le risque de devenir obèse était plus élevé que chez celles dans la cinquantaine, mais il n'atteignait pas le seuil de signification statistique ($p=0,07$).

Revenu plus faible, risque plus élevé

Les membres des ménages du quintile de revenu le plus élevé étaient moins susceptibles de devenir obèses que ceux appartenant au quintile de revenu le plus faible. Chez les hommes faisant de l'embonpoint, le risque de devenir obèse était environ 40 % plus faible chez ceux qui se situaient dans les deux quintiles de revenu supérieurs que chez ceux qui se trouvaient dans le quintile inférieur. Chez les femmes, celles qui se situaient dans les quintiles de revenu moyen et moyen-supérieur couraient un risque significativement plus faible d'être obèses, dans

Tableau 1

Rapports de risques corrigés que les hommes et les femmes de 20 à 56 ans faisant de l'embonpoint deviennent obèses, selon certaines caractéristiques, population à domicile, Canada, territoires non compris, 1994-1995 à 2002-2003

	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Rapport de risques corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de risques corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de risques corrigé	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de risques corrigé	Intervalle de confiance de 95 %
Indice de masse corporelle en 1994-1995	2,05*	1,85 - 2,28	1,90*	1,70 - 2,12				
Groupe d'âge								
20 à 29 ans	2,48*	1,54 - 4,00	1,61	0,97 - 2,68				
30 à 39 ans	1,60*	1,06 - 2,41	1,17	0,75 - 1,83				
40 à 49 ans	1,33	0,88 - 2,00	1,17	0,75 - 1,83				
50 à 56 ans [†]	1,00	...	1,00	...				
Quintile de revenu du ménage								
Inférieur [†]	1,00	...	1,00	...				
Moyen-inférieur	0,77	0,49 - 1,23	0,79	0,52 - 1,20				
Moyen	0,67	0,41 - 1,09	0,60*	0,37 - 0,97				
Moyen-supérieur	0,60*	0,37 - 0,97	0,60*	0,38 - 0,92				
Supérieur	0,54*	0,33 - 0,85	0,63	0,39 - 1,01				
État matrimonial								
Célibataire [†]	1,00	...	1,00	...				
Marié(e) ou union de fait	1,18	0,82 - 1,71	1,19	0,75 - 1,91				
Séparé(e) ou divorcé(e) ou veuf(ve)	0,84	0,47 - 1,51	0,86	0,50 - 1,48				
Consommation d'alcool								
N'a jamais bu [†]	1,00	...	1,00	...				
Régulière	0,64	0,38 - 1,10	0,65	0,37 - 1,15				
Occasionnelle	0,56	0,29 - 1,08	0,54*	0,30 - 0,97				
Ancien(ne) buveur(se)	1,20	0,64 - 2,25	0,64	0,34 - 1,23				
Usage du tabac								
N'a jamais fumé [†]	1,00	...	1,00	...				
Quotidien	1,49*	1,06 - 2,08	1,13	0,80 - 1,60				
Occasionnel	1,33	0,75 - 2,34	0,56	0,26 - 1,20				
Ancien(ne) fumeur(se)	1,26	0,91 - 1,76	0,93	0,67 - 1,30				
Activité physique durant les loisirs[†]								
Sédentaire [†]	1,00	...	1,00	...				
Faible	1,08	0,74 - 1,58	0,89	0,59 - 1,34				
Modérée	1,07	0,76 - 1,50	0,73	0,51 - 1,06				
Intense	1,06	0,77 - 1,45	0,92	0,55 - 1,55				
Activité physique quotidienne habituelle[†]								
Reste assis(e) [†]	1,00	...	1,00	...				
Debout ou marche	0,80	0,55 - 1,16	0,72*	0,52 - 1,00				
Soulève des charges légères	1,02	0,68 - 1,52	0,72	0,48 - 1,08				
Travail exténuant	0,75	0,47 - 1,17	0,77	0,26 - 2,21				
Autoévaluation de la santé								
Excellente/très bonne [†]	1,00	...	1,00	...				
Bonne	1,30	0,97 - 1,74	0,75	0,54 - 1,05				
Passable/mauvaise	1,04	0,58 - 1,88	0,66	0,37 - 1,19				
Limitation des activités								
Non [†]	1,00	...	1,00	...				
Oui	1,44*	1,02 - 2,03	1,41	0,97 - 2,07				
Région								
Atlantique	0,85	0,59 - 1,24	1,00	0,67 - 1,50				
Québec	1,04	0,70 - 1,54	1,13	0,77 - 1,67				
Ontario [†]	1,00	...	1,00	...				
Prairies	1,05	0,73 - 1,51	1,09	0,73 - 1,62				
Colombie-Britannique	1,02	0,71 - 1,48	1,15	0,67 - 1,96				

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994-1995 à 2002-2003, fichier longitudinal.

Nota : Les modèles sont fondés sur les enregistrements obtenus pour 1 937 hommes et 1 184 femmes qui avaient de 20 à 56 ans et faisaient de l'embonpoint en 1994-1995. Les données ayant été arrondies, un rapport de risques dont la limite de confiance supérieure est égale à 1,00 est significatif.

[†] Groupe de référence.

‡ Mesurée lors de chaque cycle de l'enquête.

* Valeur significativement différente de celle observée pour le groupe de référence ($p < 0,05$)

Définitions

Sauf pour les deux mesures de l'activité physique, les variables indépendantes utilisées dans la présente analyse ont trait aux caractéristiques des participants à l'enquête de 1994-1995.

On a sélectionné pour l'analyse des personnes qui avaient de 20 à 56 ans en 1994-1995. Au cinquième cycle de l'Enquête nationale sur la santé de la population (2002-2003), ces personnes avaient de 28 à 64 ans. Les femmes enceintes ont été exclues.

Les *quintiles de revenu du ménage* ont été établis selon le revenu du ménage corrigé pour tenir compte de la taille du ménage (revenu du ménage / racine carrée de la taille du ménage) :

Quintile	Revenu du ménage
Inférieur	Moins de 12 500 \$
Moyen-inférieur	12 500 \$ à 20 207 \$
Moyen	20 208 \$ à 27 500 \$
Moyen-supérieur	27 501 \$ à 40 414 \$
Supérieur	Plus de 40 414 \$

Trois catégories d'*état matrimonial* ont été définies : jamais marié(e); marié(e) ou union de fait ou vivant avec un(e) partenaire; et séparé(e), divorcé(e) ou veuf(ve).

Les catégories de consommation d'alcool renvoient aux habitudes de consommation de quatre groupes de buveurs : régulière; occasionnelle; ancien(ne) buveur(se); n'a jamais bu. Pour les besoins de l'enquête, un « verre » signifiait une bouteille ou une canette de bière, ou un verre de bière en fût; un verre de vin ou de boisson rafraîchissante au vin (« cooler »); un verre d'une once et demie de spiritueux ou un cocktail contenant une once et demie de spiritueux. La catégorie « régulière » s'appliquait aux répondants ayant déclaré avoir pris un verre plus d'une fois par mois au cours des 12 mois ayant précédé l'interview de l'enquête, et la catégorie « occasionnelle », aux répondants ayant déclaré avoir pris moins d'un verre par mois au cours de la même période. Était considéré comme « ancien(ne) buveur(se) » un répondant qui n'avait pas consommé du tout d'alcool au cours des 12 derniers mois, mais qui, auparavant, avait pris au moins un verre d'alcool. La catégorie « n'a jamais bu » se rapportait aux répondants ayant déclaré n'avoir jamais consommé un seul verre d'alcool.

Les catégories d'*usage du tabac* sont : n'a jamais fumé, quotidien, occasionnel et ancien(ne) fumeur(se).

Le niveau d'activité physique des participants à l'enquête a été calculé pour chaque cycle (covariable variant en fonction du temps). Le niveau d'*activité physique durant les loisirs* est fondé sur la

combinaison de la dépense d'énergie durant une activité particulière et sur la fréquence à laquelle une personne s'adonnait à cette activité. La dépense d'énergie (DE) est le nombre de kilocalories dépensées par kilogramme de poids corporel par jour (KKJ). Une DE inférieure à 1,5 KKJ est considérée comme étant faible, celle comprise entre 1,5 et 2,9 KKJ, comme étant moyenne, et celle qui est égale ou supérieure à 3 KKJ, comme étant élevée. La fréquence de l'activité physique est regroupée en deux catégories, selon le nombre de fois que la personne s'adonnait à chaque activité pendant au moins 15 minutes : régulière (au moins 12 fois par mois) ou irrégulière (11 fois par mois ou moins). Quatre catégories d'activité physique ont été définies :

- *intense* : forte dépense d'énergie (au moins 3 KKJ) durant une activité physique régulière;
- *modérée* : dépense d'énergie moyenne (de 1,5 à 2,9 KKJ) durant une activité physique régulière;
- *faible* : dépense d'énergie faible (moins de 1,5 KKJ) durant une activité physique régulière;
- *personne sédentaire* : activité physique irrégulière, quelle que soit la dépense d'énergie.

L'*activité physique quotidienne habituelle* est fondée sur les activités quotidiennes habituelles et les habitudes de travail de la personne au cours des trois mois précédents :

- normalement assis(e) pendant la journée, sans trop marcher;
- souvent debout ou en train de marcher;
- lève ou transporte des objets légers;
- fait du travail exténuant ou porte des objets très lourds.

L'*autoévaluation de la santé* est obtenue au moyen d'une échelle de cinq points : mauvaise, passable, bonne, très bonne ou excellente. Aux fins de la présente analyse, trois catégories ont été définies : excellente ou très bonne, bonne, et passable ou mauvaise.

On a considéré comme ayant une *limitation des activités* les personnes qui ont déclaré être limitées dans le genre ou dans le nombre d'activités auxquelles elles pouvaient s'adonner à la maison, au travail, à l'école ou dans d'autres activités, ou qui ont indiqué qu'elles souffraient d'une incapacité ou d'un handicap de longue durée.

Les provinces ont été groupées en cinq *régions* : Atlantique (Terre-Neuve, Nouveau-Brunswick, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard), Québec, Ontario, Prairies (Saskatchewan, Manitoba, Alberta) et Colombie-Britannique.

une proportion d'environ 40 %, que celles se trouvant dans le quintile le plus bas.

Le coût des aliments pourrait être associé au revenu du ménage et à l'obésité. En effet, les aliments qui sont riches en matières grasses et en sucre coûtent souvent moins cher. Les familles à faible revenu doivent faire un compromis entre les dépenses d'épicerie et celles consacrées à d'autres nécessités, comme le logement et les vêtements¹¹. En outre, on a montré que le coût des aliments est plus élevé dans les quartiers pauvres et il se peut qu'il ne soit pas toujours possible de se déplacer pour aller faire les achats dans les quartiers où les prix sont moins élevés¹².

Consommation occasionnelle d'alcool

Chez les femmes faisant de l'embonpoint qui consommaient de l'alcool à l'occasion, le risque de devenir obèse était près de 50 % plus faible que chez celles qui n'en avaient jamais bu. Bien que l'on observe une tendance comparable chez les hommes, l'association n'est pas statistiquement significative ($p=0,08$).

Dans le cadre d'autres études, on a noté qu'il existe un lien entre la consommation d'alcool et une légère perte de poids chez les femmes^{13,14}. En outre, les personnes qui ne boivent qu'à l'occasion pourraient avoir adopté des comportements favorables à la santé, notamment en ce qui concerne leur alimentation, ces bonnes habitudes contribuant à diminuer le risque de devenir obèse.

Risque élevé chez les hommes qui fument

Les hommes faisant de l'embonpoint et qui fumaient quotidiennement en 1994-1995 étaient près de 50 % plus susceptibles d'être obèses en 2002-2003 que ceux qui n'avaient jamais fumé. Ce résultat contredit ceux d'études transversales dans lesquelles on peut lire que les fumeurs sont moins susceptibles d'être obèses que les personnes n'ayant jamais fumé. Mais ces études montrent aussi que les anciens fumeurs courent un plus grand risque d'être obèses que les personnes n'ayant jamais fumé¹⁵. Une analyse plus approfondie des données

de l'ENSP montre que ces résultats reflètent, du moins en partie, un gain de poids chez les personnes qui ont cessé de fumer après 1994-1995 (données non présentées).

Activité

Il n'est pas étonnant de constater que les personnes qui faisaient de l'embonpoint et qui étaient limitées dans leurs activités quotidiennes, que ce soit à la maison, au travail ou à l'école, couraient un plus grand risque que les autres de devenir obèses. Bien que cette association ne soit statistiquement significative que chez les hommes, l'indice d'un lien semblable existe chez les femmes ($p=0,07$). En raison de leurs limitations physiques, nombre de ces personnes pourraient être plus ou moins inactives, ce qui contribue à accroître le risque de prendre du poids.

En fait, l'activité physique semble être un moyen pour protéger de l'obésité les femmes qui font de l'embonpoint. Celles dont les activités quotidiennes exigeaient qu'elles marchent beaucoup ou se tiennent debout étaient moins susceptibles de devenir obèses que celles qui demeuraient assises la majeure partie de la journée. Même si l'on prend en compte l'effet des autres variables, cette association reste statistiquement significative. En outre, les femmes qui faisaient de l'embonpoint et dont l'activité physique était modérée durant les loisirs couraient un moins grand risque de devenir obèses que celles qui étaient sédentaires. Cependant, quand on prend en compte l'effet des autres variables, cette relation n'est plus significative ($p=0,10$). Aucune association statistiquement significative entre l'activité physique telle que mesurée dans l'enquête et le risque de devenir obèse n'a été observée chez les hommes faisant de l'embonpoint.

La région ne joue aucun rôle

Malgré des différences géographiques de prévalence de l'obésité, l'analyse ne révèle aucune association entre la région de résidence et le risque de devenir obèse. Donc, le risque qu'une personne faisant de l'embonpoint devienne obèse est influencé par des

facteurs comme l'âge, le revenu, l'usage du tabac et l'activité physique, mais non par le simple fait de résider dans une région particulière du pays.

Mot de la fin

Entre 1994-1995 et 2002-2003, le tiers des personnes qui avaient un poids santé au début de la période ont commencé à faire de l'embonpoint, alors que près du quart de celles qui faisaient de l'embonpoint sont devenues obèses.

Comme il fallait s'y attendre, l'embonpoint est une importante variable explicative de l'obésité; en fait, il représente une étape intermédiaire. Toutefois, même si l'on tient compte de l'étendue de l'embonpoint en 1994-1995, plusieurs facteurs sont associés au fait de devenir obèse, et ce, de façon indépendante. Parmi les personnes qui faisaient de l'embonpoint, le risque de devenir obèse était relativement élevé chez les hommes plus jeunes et chez les membres de ménages à faible revenu. Chez les hommes faisant de l'embonpoint, l'usage du tabac augmentait le risque de devenir obèse, alors que chez les femmes faisant de l'embonpoint, la consommation occasionnelle d'alcool était associée à une diminution du risque d'obésité. Les hommes faisant de l'embonpoint qui éprouvaient une limitation des activités étaient plus susceptibles de devenir obèses que ceux n'ayant aucune limitation. Enfin, dans une certaine mesure, l'activité physique offrait aux femmes faisant de l'embonpoint une protection contre l'obésité.

Bien que les enfants ne fassent pas partie du champ de l'étude, on sait que l'obésité des parents augmente significativement le risque d'obésité chez les enfants¹⁶. Par conséquent, repérer les groupes d'adultes susceptibles de prendre du poids et en faire la cible des interventions pourrait constituer un moyen indirect de prévenir l'obésité chez leurs enfants.

Une fois acquis, l'excès de poids semble difficile à perdre. Il est donc essentiel de mieux comprendre la dynamique qui sous-tend la tendance à l'obésité chez les Canadiens afin de mettre en place des programmes de santé publique efficaces. ●

Remerciements

Les auteurs remercient Dennis Batten de sa contribution à l'analyse statistique, Marc Joncas d'avoir partagé son expérience de l'analyse des données de survie, et Claudia Sanmartin et François Gendron de leurs suggestions durant l'analyse.

Une version électronique du présent article, « *Obésité : un enjeu en croissance* » a été diffusée le 7 avril 2005 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 est disponible à : <http://www.statcan.ca/francais/research/82-618-MIF/82-618-MIF2005003.htm>

Références

1. Institut canadien d'information sur la santé, *Améliorer la santé des Canadiens*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2004.
2. A. Peeters, J.J. Barendregt, F. Willekens *et al.*, « Obesity in adulthood and its consequence for life expectancy: A life-table analysis », *Annals of Internal Medicine*, 138(1), 2003, p. 24-33.
3. K.D. Raine, *Le surpoids et l'obésité au Canada: une perspective de la santé de la population*, Ottawa, Initiative sur la santé de la population canadienne, Institut canadien d'information sur la santé, 2004.
4. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beudet, « 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).
5. 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).
6. P.D. Allison, *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*, Cary, N.C., SAS Institute, 1995.
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, 1996, p. 283-310.
9. 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.
10. Groupe de travail sur la problématique du poids, *Les problèmes reliés au poids au Québec : un appel à la mobilisation*, Montréal, Association pour la Santé publique du Québec, 2003.
11. Ontario Prevention Clearinghouse and the Health Communication Unit, « In the news this week! Poverty and health - in global arena (WTO), national (child poverty), provincial (budget cuts) and local (Toronto) », *Ontario Health Promotion E-Bulletin*, 133(1), 1999, p. 5-7. Aussi disponible à l'adresse : www.ohpe.ca/ebulletin/ViewFeatures.cfm?ISSUE_ID=133&startrow=191.
12. K.D. Travers, « The social organization of nutritional inequities », *Social Science and Medicine*, 43(4), 1996, p. 543-553.
13. H.S. Kahn, L.M. Tatham, C. Rodriguez *et al.*, « Stable behaviors associated with adults' 10-year changes of body mass index and the likelihood of gain at the waist », *American Journal of Public Health*, 87(5), 1997, p. 747-754.
14. A.M. Prentice, « Alcohol and obesity », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 19(suppl. 5), 1995, p. S44-S50.
15. T. Ostbye, J. Pomerleau, M. Speechley *et al.*, « Correlates of body mass index in the 1990 Ontario Health Survey », *Canadian Medical Association Journal*, 152, 1995, p. 1811-1817.
16. G. Carrière, « Caractéristiques des enfants et des parents liées à l'obésité juvénile », *Rapports sur la santé*, 14(suppl.), 2003, p. 33-44 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).