

Article

La possibilité d'établir des facteurs de correction applicables aux estimations autodéclarées de l'obésité

par Sarah Connor Gorber, Margot Shields,
Mark S. Tremblay et Ian McDowell

Septembre 2008



La possibilité d'établir des facteurs de correction applicables aux estimations autodéclarées de l'obésité

par Sarah Connor Gorber, Margot Shields, Mark S. Tremblay et Ian McDowell

Résumé

Contexte

La présente étude examine la faisabilité de définir des facteurs pour corriger les mesures autodéclarées de l'indice de masse corporelle (IMC) de façon qu'elles se rapprochent davantage des valeurs mesurées.

Données et méthodes

Les données proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 (sous-échantillon 2), où les répondants ont été priés de déclarer leur taille et leur poids et ont par la suite été mesurés. Des analyses de régression ont été utilisées pour déterminer quelles caractéristiques socio-démographiques et de santé étaient à l'origine des écarts entre les valeurs autodéclarées et les valeurs mesurées. L'échantillon a ensuite été divisé en deux groupes. Dans le premier groupe, l'IMC autodéclaré et les prédicteurs des écarts ont fait l'objet d'une régression par rapport à l'IMC mesuré. Des équations de correction ont été générées à partir des variables prédictives qui étaient significatives au niveau $p < 0,05$. Ces équations de correction ont ensuite été vérifiées dans le second groupe pour produire des estimations de la sensibilité, de la spécificité et de la prévalence de l'obésité. Une régression logistique a été utilisée pour examiner les liens entre l'IMC autodéclaré, mesuré et corrigé, et les maladies reliées à l'obésité.

Résultats

Des estimations corrigées donnent des mesures plus exactes de la prévalence de l'obésité ainsi que des niveaux moyens pour l'IMC et la sensibilité (pourcentage correctement classifié). Dans presque tous les cas, les liens entre l'IMC et les maladies sont plus exacts lorsqu'ils sont fondés sur des valeurs corrigées plutôt qu'autodéclarées.

Mots clés

Biais, indice de masse corporelle, mesure directe, erreur de mesure, obésité, excès de poids, prévalence, autodéclaration

Auteurs

Sarah Connor Gorber (613-951-1193; Sarah.ConnorGorber@statcan.gc.ca) et Margot Shields (613-951-4177; Margot.Shields@statcan.gc.ca) travaillent à la Division de l'information et de la recherche sur la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Mark S. Tremblay travaille à l'Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario, et Ian McDowell, au Département d'épidémiologie et de médecine sociale de l'Université d'Ottawa.

L'obésité est un problème de santé publique dans les pays aussi bien industrialisés qu'en développement. À l'échelle mondiale, environ 400 millions de personnes seraient obèses¹. Au Canada, on estime la prévalence à 23 % chez les adultes² et à 8 % chez les enfants³, avec des taux qui devraient augmenter au cours des prochaines années^{4,5}. Les coûts associés à l'obésité représentent environ 2 % des dépenses totales du Canada au chapitre des soins de santé⁶.

Comme la collecte de données mesurées est coûteuse, les estimations nationales de la prévalence de l'obésité sont normalement fondées sur les données d'enquêtes d'autoévaluation. Dans la plupart des pays, on utilise l'indice de masse corporelle (IMC) pour estimer cette prévalence, car l'IMC peut être facilement calculé à partir de l'information sur la taille et le poids fournie par les répondants. Toutefois, aussi bien dans les échantillons cliniques que dans les échantillons de population, les autodéclarations ont eu tendance à surestimer la taille et à sous-estimer le poids, ce qui se traduit par une sous-estimation systématique de la prévalence de l'obésité⁷⁻¹⁰. Cette tendance a récemment été confirmée dans un examen de 64 études internationales¹¹, ainsi que dans des recherches canadiennes¹².

La sous-estimation de la prévalence de l'obésité est un élément important, non seulement parce que l'obésité elle-même peut causer une déficience sociale et physique, mais aussi parce qu'elle constitue un facteur de risque pour certaines maladies¹³⁻¹⁵. Lorsque les estimations de l'obésité sont fondées sur des données autodéclarées, le lien entre l'obésité et des maladies comme le diabète, l'hypercholestérolémie, l'hypertension, l'arthrite et la cardiopathie est sensiblement exagéré¹⁶⁻¹⁸.

Étant donné qu'une bonne partie de la surveillance de la santé des Canadiens continuera à dépendre de données autodéclarées, il a été mentionné¹⁹ que les estimations de l'obésité fondées sur des autodéclarations pourraient être corrigées de façon à ce qu'elles se rapprochent davantage des valeurs

mesurées. Au moyen des données provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005, qui a recueilli de l'information sur la taille et le poids autodéclarés et mesurés, on examine, dans la présente étude, la faisabilité de mettre au point des équations de correction pour rectifier les estimations autodéclarées, et l'on évalue si ces équations améliorent l'estimation de l'obésité (lorsqu'elle est fondée sur l'IMC).

Méthodes

Source des données

Les données utilisées pour cette étude proviennent de l'ESCC de 2005. L'ESCC est une enquête de longue durée conçue pour recueillir à un niveau infraprovincial²⁰ des estimations transversales à jour au sujet des déterminants de la santé, de l'état de santé et du recours au système de santé. L'échantillon est sélectionné selon une technique d'échantillonnage par grappes à plusieurs degrés, et il représente plus de 98 % de la population canadienne (les membres des Forces canadiennes, les particuliers vivant dans des réserves indiennes ou sur des terres de la Couronne, et les résidents d'établissements, de bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées sont exclus). Trois bases de sondage ont été utilisées pour sélectionner les ménages pour l'enquête de 2005 : 49 % de l'échantillon de ménages a été tiré d'une base aréolaire; 50 % d'une liste de numéros de téléphone; et le 1 % restant d'une base de sondage établie au moyen du système de composition aléatoire (CA). On trouve plus de détails au sujet de l'ESCC dans Béland, 2002²¹.

L'ESCC de 2005 a recueilli des données auprès de 132 947 répondants, pour un taux de réponse de 79 %. Un sous-échantillon de 7 376 répondants âgés de 12 ans ou plus ont été interrogés au sujet de leur taille et de leur poids pour ensuite être directement mesurés. Ces répondants ont tous été tirés de

la base aréolaire et ont été sélectionnés dans les dix provinces proportionnellement à la population de celles-ci (les résidents des territoires ont été exclus). La taille et le poids mesurés de 4 735 personnes ont été obtenus – un taux de réponse de 64 %. (La principale raison des non-réponses était un refus.)

En raison du taux élevé de non-réponse pour la taille et le poids mesurés, une correction a été apportée afin de minimiser le biais de non-réponse. Un poids d'échantillonnage spécial a été créé en redistribuant le poids des non-répondants entre les répondants au moyen des catégories de propension à répondre. Les variables utilisées pour créer ces catégories étaient la région (Colombie-Britannique, Prairies, Ontario, Québec, provinces de l'Atlantique), l'âge, le sexe, la taille du ménage, l'état matrimonial, l'indicateur rural/urbain, et le trimestre de collecte des données.

La présente étude visait uniquement les adultes âgés de 18 ans ou plus, car la taille et le poids des enfants peuvent changer au cours de brèves périodes. D'aucuns ont également mentionné que la nature de l'erreur dans la déclaration des enfants et des adolescents peut différer par rapport aux adultes¹⁰. Les femmes enceintes (n = 47) ou en période d'allaitement (n = 58) ont également été exclues, car il n'est pas recommandé d'utiliser l'IMC dans ces groupes. Les répondants pour lesquels la différence entre les estimations autodéclarées et mesurées de la taille, du poids ou de l'IMC s'établissait à plus de trois écarts-types par rapport à la moyenne ont été considérés comme ayant des valeurs aberrantes et ont été exclus de l'analyse (n = 43, n = 44 et n = 39, respectivement). On a ainsi obtenu 4 080 répondants avec des valeurs autodéclarées et mesurées pour la taille et le poids.

Les intervieweurs de l'ESCC ont été formés à mesurer la taille et le poids. La taille était mesurée à 0,5 cm près (sans chaussures) au moyen d'un ruban à mesurer fixé au mur. Le poids était mesuré à 0,1 kg près (sans chaussures)

au moyen d'un pèse-personne numérique calibré (ProFit UC-321, fabriqué par Lifesource). L'interview d'une durée approximative de cinquante minutes avait lieu au domicile du répondant. Les données sur la taille et le poids autodéclarés étaient recueillies au cours des premières minutes de l'interview; les répondants étaient mesurés vers la fin de l'interview. Ils n'étaient pas prévenus qu'ils allaient être mesurés.

Les données sur la taille et le poids autodéclarés étaient recueillies au moyen des questions suivantes : « Combien mesurez-vous sans chaussures? » et « Combien pesez-vous? » Pour l'estimation de la taille, des catégories de réponse utilisant les pieds et les pouces comme unités de mesure figuraient sur le questionnaire avec les valeurs métriques correspondantes entre parenthèses. Les intervieweurs arrondissaient au pouce le plus proche dans le cas des répondants qui déclaraient des demi-pouces. Si des précisions étaient demandées quant à l'estimation du poids, les intervieweurs indiquaient aux répondants de déclarer leur poids sans vêtement. Les intervieweurs ont également interrogé les répondants à savoir ces derniers avaient déclaré des livres ou des kilogrammes; 94 % ont déclaré des livres.

Techniques d'analyse

La première étape consistait à se servir du sous-échantillon complet (n = 4 080) pour déterminer les facteurs expliquant le biais entre la taille et le poids autodéclarés et la taille et le poids mesurés. Le biais était calculé en soustrayant la valeur mesurée de la valeur autodéclarée. Des valeurs négatives indiquaient une sous-estimation; des valeurs positives, une surestimation.

On a opéré une régression linéaire multiple en raison de l'inclusion du biais parmi les variables dépendantes dans le modèle. Les variables socio-démographiques et celles de santé, qui avaient été sélectionnées à la suite d'une

recension des écrits, ont, pour leur part, été entrées comme variables indépendantes. Des modèles distincts ont été estimés avec le biais dans le poids, la taille et l'IMC comme variables dépendantes. Tous les modèles ont été évalués séparément pour les hommes et pour les femmes, car le biais diffère entre les sexes^{8,22-24}. Les variables significatives ($p < 0,05$) ont été utilisées pour établir les équations de correction.

L'échantillon a ensuite été divisé de façon aléatoire en deux parties : un échantillon fractionné A et un échantillon fractionné B, chacun regroupant environ 50 % des répondants (2 029 ou 49,7 % et 2 051 ou 50,3 %, respectivement). L'échantillon fractionné A a été utilisé pour générer les équations de correction à partir des variables qui étaient fortement associées au biais dans la taille, le poids et l'IMC repéré à la première étape. L'échantillon fractionné B a été utilisé pour mettre les équations à l'essai. Dans l'établissement des équations de correction, la valeur mesurée était la variable dépendante, et la valeur autodéclarée ainsi que toute variable fortement associée au biais dans la première partie de l'étude étaient les variables indépendantes. Seules les variables indépendantes significatives (ou variables catégoriques pour lesquelles au moins une catégorie était significative) ont été retenues pour les équations de correction finales.

Quatre modèles ont été mis à l'essai : deux modèles complets et deux modèles réduits. Dans le modèle 1 (le premier modèle complet), les estimations de la taille et du poids ont d'abord été corrigées en fonction des prédictors qui, à l'étape 1, étaient reliés de façon significative au biais dans la taille et le poids, respectivement. L'IMC a ensuite été calculé en fonction des valeurs corrigées de la taille et du poids. Dans le modèle 2 (le deuxième modèle complet), l'IMC a été corrigé par une régression directe des prédictors du biais dans l'IMC de l'étape 1 sur l'IMC mesuré. Les modèles réduits étaient semblables, sauf que seules les données

Tableau 1
Équations de correction pour corriger les estimations autodéclarées du poids, de la taille et de l'indice de masse corporelle (IMC), modèles complets et modèles réduits

	Equation
Modèles complets	
Modèle 1 (taille et poids)	$\begin{aligned} \text{Poids}_{\text{mesuré}} &= b_0 + b_1(\text{poids}_{\text{autodéclaré}}) + b_2(\text{var1}) + b_3(\text{var2}) + b_4(x_i) \dots + \text{erreur} \\ \text{Taille}_{\text{mesurée}} &= b_0 + b_1(\text{taille}_{\text{autodéclarée}}) + b_2(\text{var1}) + b_3(\text{var2}) + b_4(x_i) \dots + \text{erreur} \end{aligned}$
Modèle 2 (IMC)	$\text{IMC}_{\text{mesuré}} = b_0 + b_1(\text{imc}_{\text{autodéclaré}}) + b_2(\text{var1}) + b_3(\text{var2}) + b_4(x_i) \dots + \text{erreur}$
Modèles réduits	
Modèle 3 (taille et poids)	$\begin{aligned} \text{Poids}_{\text{mesuré}} &= b_0 + b_1(\text{poids}_{\text{autodéclaré}}) + \text{erreur} \\ \text{Taille}_{\text{mesurée}} &= b_0 + b_1(\text{taille}_{\text{autodéclarée}}) + \text{erreur} \end{aligned}$
Modèle 4 (IMC)	$\text{IMC}_{\text{mesuré}} = b_0 + b_1(\text{imc}_{\text{autodéclaré}}) + \text{erreur}$

autodéclarées sur la taille, le poids et l'IMC ont été utilisées comme prédicteurs indépendants des valeurs mesurées. Les modèles sont présentés dans le tableau 1.

Toutes les analyses ont été effectuées séparément pour les hommes et pour les femmes. Les interactions et les termes quadratiques ont été vérifiés, au besoin. Toutes les variables ont été entrées simultanément dans les modèles, mais seules les variables significatives ont été retenues pour générer les équations de correction finales. Les modèles finals ont été mis à l'essai afin de garantir leur correspondance aux hypothèses d'indépendance, de linéarité, d'égalité de variance et de normalité.

Les équations de correction générées à partir de l'échantillon fractionné A ont été appliquées aux données dans l'échantillon fractionné B. Des statistiques descriptives (moyennes, prévalence de certaines catégories) ont été utilisées pour comparer les estimations autodéclarées, mesurées et corrigées de l'obésité. La sensibilité (proportion de répondants obèses, en surpoids ou présentant un poids normal, selon les valeurs mesurées, et qui ont été classés comme étant obèses en fonction des estimations autodéclarées corrigées) et la spécificité (proportion de répondants non obèses, n'étant pas en surpoids ou présentant un poids normal et qui ont été correctement classés en fonction des estimations

autodéclarées et corrigées) ont été utilisées pour déterminer si les estimations corrigées amélioreraient la classification selon l'IMC, comparativement aux estimations autodéclarées. En se fondant sur les lignes directrices de l'Organisation mondiale de la santé²⁵ et les Lignes directrices canadiennes pour la classification du poids²⁶, on a classé les répondants comme étant d'un poids insuffisant (IMC de moins de 18,5 kg/m²), d'un poids normal (IMC de 18,5 à 24,9 kg/m²), comme ayant un excès de poids (IMC de 25,0 à 29,9 kg/m²) ou souffrant d'obésité (IMC de 30,0 kg/m² ou plus).

On a ensuite opéré une régression logistique pour déterminer si les estimations corrigées reflétaient plus fidèlement le lien entre l'obésité et les maladies reliées à l'obésité que les estimations autodéclarées. Tous les modèles tenaient compte de l'âge et du sexe, et ils examinaient le rapport entre l'IMC (autodéclaré, mesuré et corrigé) et l'un des six problèmes de santé suivants : diabète, cardiopathie, hypertension, limitation d'activité, et assez bonne ou mauvaise santé autoévaluée. L'analyse a été limitée aux répondants âgés de 40 ans ou plus, car les six problèmes de santé énumérés sont plus fréquemment observés chez les gens de cette tranche d'âge.

Les données ont été correctement pondérées, et toutes les mesures de

variance ont été estimées au moyen de la technique bootstrap pour tenir compte de la complexité du plan d'enquête^{27,28}. Le Système d'analyse statistique (SAS) (version 9.1) a été utilisé pour toutes les analyses.

Définitions

Les variables socio-démographiques comprenaient l'âge (divisé en sept groupes : 18 à 24, 25 à 34, 35 à 44, 45 à 54, 55 à 64, 65 à 74, et 75 ans ou plus); le niveau de scolarité (études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles, et diplôme d'études postsecondaires); la région géographique (Atlantique, Québec, Ontario, Ouest et Colombie-Britannique); la région rurale ou urbaine; la situation d'emploi la semaine précédant l'interview (à temps plein, à temps partiel ou en chômage); le statut d'immigrant (résidant au Canada depuis dix ans ou moins, résidant au Canada depuis plus de dix ans et Canadien de naissance); l'appartenance ethnique (en raison de la taille de l'échantillon, les données ont été réparties entre Blancs, Asiatiques de l'Est et du Sud-Est, et autre); et le revenu du ménage. Pour le revenu du ménage, on a créé les groupes en divisant le revenu total du ménage provenant de toutes les sources pendant les 12 mois précédents par le seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada fixé pour le nombre de personnes dans le ménage, la taille de la collectivité et l'année d'enquête. Ces quotients de revenu corrigés ont été regroupés en déciles.

Les variables reliées à la santé étaient l'état de santé physique et l'état mental autodéclarés (assez bon/mauvais par rapport à bon/très bon/excellent); les limitations d'activité imposées par un problème de santé de longue durée (parfois/souvent par rapport à jamais); l'usage du tabac (tous les jours/fumeur occasionnel par rapport à non-fumeur); le stress autoperçu (la plupart des journées sont assez/extrêmement stressantes par rapport à assez/pas

tellement stressantes); la satisfaction face à la vie (insatisfait/très insatisfait par rapport à satisfait/très satisfait); la perception du poids (excès de poids, poids insuffisant ou poids à peu près normal); le nombre de consultations médicales au cours de l'année précédente (consultations continues); et les maladies chroniques (asthme, arthrite/rhumatisme, hypertension, diabète, cardiopathie, cancer, troubles de l'humeur). Les échantillons n'étaient pas assez nombreux pour que l'on puisse examiner les liens avec les troubles de l'alimentation.

Le niveau d'activité physique pendant les loisirs était fondé sur la dépense d'énergie totale (DE) pendant les périodes de loisirs. On a calculé la DE d'après la fréquence et la durée de toutes les activités physiques comprises dans les loisirs déclarées par les répondants pour les trois mois

précédant l'interview, et d'après la demande d'énergie métabolique (MET) de chaque activité, laquelle a été déterminée indépendamment²⁹.

$DE = \Sigma(N_i * D_i * MET_i / 365 \text{ jours})$,
où

N_i = le nombre d'occasions d'exercer l'activité i durant une année,

D_i = la durée moyenne en heures de l'activité i , et

MET_i = une valeur constante représentant le coût en énergie métabolique occasionné par l'activité i .

Une DE égale ou supérieure à 3 kilocalories par kilo par jour (KKJ) a été définie comme *active*; 1,5 à 2,9 KKJ, *modérément active*; et moins de 1,5 KKJ, *inactive*.

L'influence d'une préférence quant au dernier chiffre (la tendance à arrondir les réponses à des chiffres se terminant par 0 et 5) a été examinée par rapport au poids, étant donné que des recherches

Tableau 2
Résultats de la régression visant l'établissement d'équations de correction pour le poids, selon le sexe, modèles complets et modèles réduits générés à partir de l'échantillon fractionné A, population de ménages âgés de 18 ans ou plus, 2005

	Variable	Coefficient	Intervalle de confiance de 95 %
Hommes			
Modèle complet $R^2=0,95$ $R^2(\text{corr.})=0,95$	Valeur à l'origine	-0,30	-2,7 à 2,1
	Poids autodéclaré (en kilogrammes)	1,01*	1,0 à 1,0
	De 25 à 34 ans [†]	0,54	-0,5 à 1,6
	De 35 à 44 ans [†]	0,39	-0,7 à 1,5
	De 45 à 54 ans [†]	0,50	-0,5 à 1,5
	De 55 à 64 ans [†]	1,69*	0,6 à 2,8
	De 65 à 74 ans [†]	0,83	-0,2 à 1,8
	De 75 ans ou plus [†]	0,39	-0,6 à 1,4
	Croit avoir un excès de poids	1,16*	0,4 à 1,9
	Croit être d'un poids insuffisant	-1,52*	-2,9 à -0,1
Modèle réduit $R^2=0,95$ $R^2(\text{corr.})=0,95$	Valeur à l'origine	-2,19*	-4,3 à -0,1
	Poids autodéclaré (en kilogrammes)	1,05*	1,0 à 1,1
Femmes			
Modèle complet $R^2=0,97$ $R^2(\text{corr.})=0,97$	Valeur à l'origine	-1,25	-3,3 à 0,7
	Poids autodéclaré (en kilogrammes)	1,04*	1,0 à 1,1
	Croit avoir un excès de poids	1,25*	0,5 à 2,0
	Préférence quant au dernier chiffre (0 et 5)	0,52*	0,0 à 1,0
Modèle réduit $R^2=0,97$ $R^2(\text{corr.})=0,97$	Valeur à l'origine	-2,14*	-3,9 à -0,4
	Poids autodéclaré (en kilogrammes)	1,07*	1,0 à 1,1

[†] le groupe de référence se compose de personnes âgées de 18 à 24 ans
* $p < 0,05$

Nota : La variable dépendante est le poids mesuré.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

antérieures ont associé ce facteur à un biais de déclaration^{8,10,30}. La majorité des répondants à l'ESCC (73 % des hommes et 67 % des femmes) ont déclaré avoir un poids dont le dernier chiffre était un 0 ou un 5. Pourtant, selon les probabilités, ce pourcentage devrait se situer autour de 20 %.

Résultats

À l'instar des recherches antérieures, les valeurs moyennes de la taille autodéclarée ont été surestimées, alors que le poids et l'IMC ont été sous-estimés. Les hommes ont surestimé leur taille de 1,08 cm, et sous-estimé leur poids de 1,84 kg et leur IMC de 0,94 kg/m². Dans le cas des femmes,

la taille a été surestimée de 0,56 cm, le poids a été sous-estimé de 2,47 kg et l'IMC de 1,19 kg/m².

Les résultats de la régression, obtenus de l'échantillon fractionné A, utilisés pour établir les équations de correction pour le poids apparaissent au tableau 2. Dans le modèle complet pour les hommes, la taille et l'âge autodéclarés ainsi que la perception d'avoir un excès de poids ou d'être d'un poids insuffisant étaient d'importants prédicteurs du poids mesuré. Ceux qui croyaient avoir un excès de poids avaient tendance à sous-estimer leur poids, et ceux qui croyaient être d'un poids insuffisant avaient tendance à surestimer le leur; le modèle corrigeait ces valeurs à la hausse ou à la baisse, selon le cas. Le R² corrigé

était de 0,95, à la fois pour le modèle complet et pour le modèle réduit.

Pour les femmes, les facteurs associés au poids mesuré étaient le poids autodéclaré, la perception d'avoir un excès de poids, et une préférence quant au dernier chiffre (le modèle effectue une correction à la hausse au poids autodéclaré pour compenser cette tendance). Le R² corrigé pour les femmes était de 0,97 à la fois dans le modèle complet et dans le modèle réduit.

Les résultats pour la taille apparaissent au tableau 3. Parmi les hommes, la taille autodéclarée, l'insatisfaction face à la vie et l'âge étaient d'importants prédicteurs de la taille mesurée, avec une correction à la baisse pour l'âge et une correction à la hausse pour ceux ayant déclaré être insatisfaits face à la vie. Le R² corrigé était de 0,82 pour le modèle complet et de 0,81 pour le modèle réduit. En ce qui concerne les femmes, on relevait dans tous les groupes d'âge un lien significatif avec la taille mesurée, sauf pour les 45 à 54 ans. Était également significatif le lien avec la taille des répondants appartenant à un groupe ethnique autre que les Blancs et les Asiatiques de l'Est ou du Sud-Est, et ceux ayant déclaré une limitation d'activité.

Dans le cas de l'IMC (tableau 4), les modèles complets ont corrigé à la baisse les estimations autodéclarées par les hommes qui étaient insatisfaits face à la vie et qui croyaient être d'un poids insuffisant, et des corrections à la hausse ont été faites pour l'âge. En ce qui concerne les femmes, d'importants prédicteurs de l'IMC mesuré étaient l'IMC autodéclaré, la scolarité, la perception d'avoir un excès de poids, et une préférence quant au dernier chiffre. Le R² était plus élevé dans les modèles pour les femmes que dans les modèles pour les hommes, mais il était semblable pour les modèles complets et les modèles réduits.

Pour générer les équations finales, des corrections ont été apportées à toutes les variables dans les tableaux 1 à 3. Ces équations figurent au tableau 5.

Tableau 3
Résultats de la régression visant l'établissement d'équations de correction pour la taille, selon le sexe, modèles complets et modèles réduits générés à partir de l'échantillon fractionné A, population de ménages âgés de 18 ans ou plus, 2005

	Variable	Coefficient	Intervalle de confiance de 95 %
Hommes			
Modèle complet R ² =0,82 R ² (corr.)= 0,82	Valeur à l'origine	12,17*	5,6 à 18,8
	Taille autodéclarée (en centimètres)	0,93*	0,9 à 1,0
	De 25 à 34 ans [†]	-1,48*	-2,4 à -0,5
	De 35 à 44 ans [†]	-0,43	-1,5 à 0,6
	De 45 à 54 ans [†]	-1,23*	-2,3 à -0,1
	De 55 à 64 ans [†]	-2,44*	-3,4 à -1,5
	De 65 à 74 ans [†]	-2,87*	-4,1 à -1,6
	De 75 ans ou plus [†]	-2,84*	-4,2 à -1,5
	Insatisfait face à la vie	2,22*	0,3 à 4,1
Modèle réduit R ² = 0,81 R ² (corr.)= 0,81	Valeur à l'origine	7,70*	0,7 à 14,7
	Taille autodéclarée (en centimètres)	0,95*	0,9 à 1,0
Femmes			
Modèle complet R ² = 0,83 R ² (corr.) = 0,83	Valeur à l'origine	14,85*	9,2 à 20,4
	Taille autodéclarée (en centimètres)	0,91*	0,9 à 0,9
	De 25 à 34 ans [†]	-1,20*	-2,0 à -0,4
	De 35 à 44 ans [†]	-0,87*	-1,7 à -0,1
	De 45 à 54 ans [†]	-0,59	-1,6 à 0,4
	De 55 à 64 ans [†]	-1,34*	-2,6 à -0,1
	De 65 à 74 ans [†]	-1,42*	-2,4 à -0,5
	De 75 ans ou plus [†]	-3,79*	-5,0 à -2,5
	Asiatique de l'Est ou du Sud-Est [†]	-0,32	-1,8 à 1,2
	Autre appartenance ethnique [†]	-0,73*	-1,4 à -0,1
	Limitation d'activité	-0,66*	-1,3 à 0,0
Modèle réduit R ² = 0,81 R ² (corr.) = 0,81	Valeur à l'origine	8,05*	2,5 à 13,6
	Taille autodéclarée (en centimètres)	0,95*	0,9 à 1,0

[†] le groupe de référence se compose de personnes âgées de 18 à 24 ans

[†] le groupe de référence se compose de personnes de race blanche

* p < 0,05

Nota : La variable dépendante est la taille mesurée.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Tableau 4
Résultats de la régression visant l'établissement d'équations de correction pour l'indice de masse corporelle (IMC), selon le sexe, modèles complets et modèles réduits générés à partir de l'échantillon fractionné A, population de ménages âgés de 18 ans ou plus, 2005

Variable		Coefficient	Intervalle de confiance de 95 %
Hommes			
Modèle complet	Valeur à l'origine	-0,67	-1,8 à 0,5
R ² = 0,86	IMC autodéclaré (kg/m ²)	1,04*	1,0 à 1,1
R ² (corr.) = 0,86	De 25 à 34 ans [†]	0,64*	0,2 à 1,1
	De 35 à 44 ans [†]	0,31	-0,2 à 0,8
	De 45 à 54 ans [†]	0,39	-0,2 à 1,0
	De 55 à 64 ans [†]	1,28*	0,7 à 1,9
	De 65 à 74 ans [†]	1,16*	0,6 à 1,7
	De 75 ans ou plus [†]	0,86*	0,3 à 1,4
	Insatisfait face à la vie	-0,97*	-1,6 à -0,3
	Croit être d'un poids insuffisant	-0,73*	-1,3 à -0,1
Modèle réduit	Valeur à l'origine	-1,08	-2,2 à 0,0
R ² = 0,85	IMC autodéclaré (kg/m ²)	1,08*	1,0 à 1,1
R ² (corr.) = 0,85			
Femmes			
Modèle complet	Valeur à l'origine	1,01	-0,6 à 2,6
R ² = 0,92	IMC autodéclaré (kg/m ²)	1,01*	0,9 à 1,1
R ² (corr.) = 0,92	Niveau de scolarité le plus élevé : diplôme d'études secondaires [†]	-0,91*	-1,5 à -0,3
	Niveau de scolarité le plus élevé : études postsecondaires partielles [†]	-0,32	-1,3 à 0,7
	Niveau de scolarité le plus élevé : diplôme d'études postsecondaires [†]	-0,53*	-1,0 à 0,0
	Croit avoir un excès de poids	0,70*	0,2 à 1,2
	Préférence quant au dernier chiffre (0 et 5)	0,29*	0,0 à 0,6
Modèle réduit	Valeur à l'origine	-0,12	-1,5 à 1,3
R ² = 0,91	IMC autodéclaré (kg/m ²)	1,05*	1,0 à 1,1
R ² (corr.) = 0,91			

[†] le groupe de référence se compose de personnes âgées de 18 à 24 ans

[†] le groupe de référence a moins qu'un diplôme secondaire

* p < 0,05

Nota : La variable dépendante est l'IMC fondé sur la taille et le poids mesurés.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Les équations ont été appliquées aux données de l'échantillon fractionné B pour générer des estimations corrigées de la taille, du poids et de l'IMC moyens (tableau 6). Dans tous les cas, les estimations autodéclarées étaient statistiquement différentes des valeurs mesurées, et les estimations corrigées se rapprochaient davantage des valeurs mesurées que des estimations autodéclarées. Dans tous les cas sauf un (la différence dans l'IMC pour les femmes dans le modèle 3), les moyennes corrigées et mesurées n'étaient pas statistiquement différentes.

Parmi les hommes, la proportion d'obèses était de 13,8 % selon les données autodéclarées et de 23,1 % selon les données mesurées (tableau 7); les données corrigées ont généré des

estimations variant de 19 % à 22 %. Les données autodéclarées, mesurées et corrigées ont produit des taux d'excès de poids semblables chez les hommes. Toutefois, les données autodéclarées ont surestimé le pourcentage d'hommes présentant un poids normal; les données corrigées ont réduit ce biais de 9 à 11 points de pourcentage, avec pour résultat que les estimations corrigées et les estimations mesurées étaient semblables.

Parmi les femmes, la proportion d'obèses était de 12,5 % selon les données autodéclarées et de 18,9 % selon les données mesurées; les données corrigées ont généré des estimations variant de 18,2 % à 18,7 %. De même, dans le cas des femmes ayant un excès de poids, les valeurs corrigées se

rapprochaient plus des valeurs mesurées de la prévalence que les valeurs autodéclarées, avec une légère surestimation de 1 à 2 points de pourcentage dans les valeurs corrigées. La taille de l'échantillon dans la catégorie des femmes d'un poids insuffisant n'était pas assez grande pour générer des estimations fiables.

Les valeurs de sensibilité dans la catégorie du poids normal pour les données autodéclarées étaient de 93,9 % pour les hommes et de 91,8 % pour les femmes (tableau 8), ce qui signifie que dans la plupart des cas, les autodéclarations amenaient le classement adéquat des personnes d'un poids normal dans la catégorie du poids normal.

Les valeurs de sensibilité pour les catégories de l'excès de poids et de l'obésité ont chuté à 71,1 % et 58,7 % pour les hommes et à 62,6 % et 68,5 % pour les femmes. Lorsque les données ont été corrigées, ces valeurs ont augmenté : les chiffres corrigés ont bien classé jusqu'à 86,1 % des femmes obèses, 76 % des hommes obèses, 79,7 % des femmes ayant un excès de poids, et 82,8 % des hommes ayant un excès de poids. Toutefois, les estimations corrigées ont réduit les valeurs de sensibilité pour les répondants se trouvant dans la catégorie du poids normal.

Les valeurs de spécificité étaient les plus élevées pour les catégories du poids insuffisant et de l'obésité (tableau 8), ce qui indique qu'il est rare que des personnes soient classées dans ces groupes à la suite de leurs autodéclarations, à moins qu'elles soient réellement d'un poids insuffisant ou obèses.

Le tableau 9 présente les rapports de cotes corrigés pour l'IMC autodéclaré, mesuré et corrigé par rapport à six problèmes de santé reliées à l'obésité. Une étude antérieure¹⁶ a démontré que l'IMC autodéclaré exagère le lien entre l'obésité et ces problèmes de santé. Ce qui est particulier à la présente analyse, c'est que les modèles ont été reproduits de nouveau en fonction

Facteurs de correction applicables aux estimations autodéclarées de l'obésité • Travaux de recherche**Tableau 5**
Équations de correction pour corriger les estimations autodéclarées du poids, de la taille et de l'indice de masse corporelle (IMC), selon le sexe, modèles complets et modèles réduits, population de ménages âgés de 18 ans ou plus, 2005

Sexe et modèle	Équation
Hommes	
Modèle complet 1	Poids _(mesuré) = 0,30+1,01(poids _(autodéclaré))+0,54(25 à 34 ans)+0,39(35 à 44 ans)+0,50(45 à 54 ans)+1,69(55 à 64 ans) +0,83(65 à 74 ans)+0,39(75 ans ou plus)+1,16(excès de poids)-1,52(poids insuffisant) Taille _(mesurée) = 12,17+0,93(taille _(autodéclarée))-1,48(25 à 34 ans)-0,43(35 à 44 ans)-1,23(45 à 54 ans)-2,44(55 à 64 ans)-2,87(65 à 74 ans) -2,84(75 ans ou plus)+2,22(insatisfaction face à la vie)
Modèle complet 2	IMC _(mesuré) = 0,67+1,04(IMC _(autodéclaré))+0,64(25 à 34 ans)+0,31(35 à 44 ans)+0,39(45 à 54 ans)+1,28(55 à 64 ans)+1,16(65 à 74 ans) +0,86(75 ans ou plus)-0,97(insatisfaction face à la vie)-0,73(poids insuffisant)
Modèle réduit 3	Poids _(mesuré) = 2,19+1,05(poids _(autodéclaré)) Taille _(mesurée) = 7,70+0,95(taille _(autodéclarée))
Modèle réduit 4	IMC _(mesuré) = 1,08+1,08(IMC _(autodéclaré))
Femmes	
Modèle complet 1	Poids _(mesuré) = 1,25+1,04(poids _(autodéclaré))+1,25(excès de poids)+0,52(préférence quant au dernier chiffre) Taille _(mesurée) = 14,85+0,91(taille _(autodéclarée))-1,20(25 à 34 ans)-0,87(35 à 44 ans)-0,59(45 à 54 ans)-1,34(55 à 64 ans)-1,42(65 à 74 ans) -3,79(75 ans ou plus)-0,32(appartenance ethnique Asiatique de l'Est/du Sud-Est)-0,73(appartenance ethnique, autre)-0,66(limitation d'activité)
Modèle complet 2	IMC _(mesuré) = 1,01+1,01(IMC _(autodéclaré))-0,91(diplôme d'études secondaires)-0,32(études postsecondaires partielles) -0,53(diplôme d'études postsecondaires)+0,70(excès de poids)+0,29(préférence quant au dernier chiffre)
Modèle réduit 3	Poids _(mesuré) = 2,14+1,07(poids _(autodéclaré)) Taille _(mesurée) = 8,05+0,95(taille _(autodéclarée))
Modèle réduit 4	IMC _(mesuré) = -0,12+1,05(IMC _(autodéclaré))

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Tableau 6
Poids, taille et indice de masse corporelle (IMC) moyens, pour les données mesurées, autodéclarées et corrigées générées à partir de l'échantillon fractionné B, selon le sexe, population de ménages âgés de 18 ans ou plus, 2005

	Taille de l'échantillon	Données autodéclarées	Données mesurées	Données corrigées			
				Modèle 1 (complet) Taille et poids	Modèle 2 (complet) IMC	Modèle 3 (réduit) Taille et poids	Modèle 4 (réduit) IMC
Taille moyenne (en cm)							
Hommes	942	176,35*	175,21	175,42	...	175,44	...
Femmes	1 087	162,28*	161,71	161,73	...	161,73	...
Poids moyen (en kg)							
Hommes	947	81,44*	83,24	83,26	...	83,27	...
Femmes	1 080	64,47*	66,91	66,76	...	66,75	...
IMC moyen (kg/m²)							
Hommes	949	26,12*	27,09	27,00	27,05	26,98	27,03
Femmes	1 080	24,55*	25,73	25,60	25,69	25,58*	25,68

... n'ayant pas lieu de figure

* significativement différent de l'estimation mesurée (p<0,05)

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

des estimations corrigées. Comparativement aux rapports de cotes dans les modèles autodéclarés, les rapports dans les modèles corrigés sont réduits dans la plupart des cas (c'est-à-dire qu'ils se rapprochent davantage des valeurs mesurées). L'arthrite fait exception, les estimations corrigées

gonflant le lien pour ceux qui ont un excès de poids ou qui sont obèses (catégorie I ou II – IMC 35 ou plus de kg/m²) encore plus que si ces estimations étaient fondées sur des autodéclarations. En outre, les rapports de cotes pour la catégorie I des obèses sont plus élevés que les rapports de

cotes autodéclarés pour le diabète dans les modèles 1 et 2, et pour l'hypertension artérielle dans les modèles 3 et 4.

Des données sur la taille et le poids mesurés étaient disponibles uniquement pour les sous-échantillons de l'ESCC de 2005. Les équations de correction sont établies dans le but d'être

Tableau 7

Répartition en pourcentage de la population, selon la catégorie de l'indice de masse corporelle (IMC) et le sexe, fondée sur les données autodéclarées, mesurées et corrigées provenant de l'échantillon fractionné B, population de ménages âgés de 18 ans ou plus, 2005

Catégorie IMC	Données corrigées					
	Autodéclarées	Mesurées	Modèle 1 (complet) Taille et poids	Modèle 2 (complet) IMC	Modèle 3 (réduit) Taille et poids	Modèle 4 (réduit) IMC
Hommes						
Poids insuffisant	F	F	F	F	F	F
Poids normal	43,1*	32,2	33,6	32,2	32,8	33,8
Excès de poids	42,5	44,0	44,1	45,6	48,0	45,7
Obésité	13,8*	23,1	21,9	21,6	18,9*	20,1
Femmes						
Poids insuffisant	4,7* ^E	3,1 ^E	2,7 ^E	1,5* ^E	2,7 ^E	1,9 ^E
Poids normal	58,2*	46,9	46,8	47,0	46,6	47,1
Excès de poids	24,6*	31,1	31,8	33,2	32,4	32,7
Obésité	12,5*	18,9	18,7	18,3	18,2	18,3

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

F trop peu fiable pour être publié (coefficient de variation supérieur à 33,3 %)

* significativement différent de l'estimation mesurée (p<0,05)

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Tableau 8

Valeurs de la sensibilité et de la spécificité pour les données autodéclarées et corrigées, selon le sexe, population de ménages âgés de 18 ans ou plus, 2005

	Poids insuffisant		Poids normal		Excès de poids		Obésité		Total	
	Intervalle de confiance %	de 95%	Intervalle de confiance %	de 95%	Intervalle de confiance %	de 95%	Intervalle de confiance %	de 95%	Intervalle de confiance %	de 95%
Sensibilité (% de vrais positifs)										
Hommes										
Données autodéclarées	F	93,9	91,7 à 96,2	71,1	66,2 à 76,0	58,7	51,7 à 65,7	75,0	72,0 à 78,0	
Modèle 1 (complet - taille et poids)	F	87,8	83,6 à 91,4	79,8	73,2 à 86,4	76,0	67,1 à 84,9	81,2	77,3 à 85,1	
Modèle 2 (complet - IMC)	F	85,5	80,8 à 90,1	81,1	74,5 à 87,7	74,6	65,5 à 83,8	80,7	76,7 à 84,7	
Modèle 3 (réduit - taille et poids)	F	83,8	77,6 à 90,1	82,8	76,5 à 89,0	70,2	59,9 à 80,4	79,9	75,6 à 84,1	
Modèle 4 (réduit - IMC)	F	85,8	79,7 à 91,9	81,1	74,7 à 87,6	73,8	64,8 à 82,8	80,7	76,6 à 84,7	
Femmes										
Données autodéclarées	77,8	63,2 à 92,3	91,8	88,9 à 94,8	62,6	56,8 à 68,5	68,5	62,3 à 74,8	77,8	74,9 à 80,7
Modèle 1 (complet - taille et poids)	66,8 ^F	42,6 à 91,2	85,1	79,0 à 91,3	74,3	67,7 à 81,0	86,1	78,7 à 93,5	81,4	77,4 à 85,3
Modèle 2 (complet - IMC)	39,3 ^F	18,3 à 60,4	83,4	77,2 à 89,6	75,0	68,4 à 81,5	85,1	77,5 à 92,7	79,7	75,7 à 83,8
Modèle 3 (réduit - taille et poids)	66,8 ^F	43,2 à 90,3	85,6	79,6 à 91,7	77,1	70,7 à 83,6	85,4	78,0 à 92,8	82,4	78,5 à 86,2
Modèle 4 (réduit - IMC)	45,6 ^F	24,0 à 67,5	86,9	81,4 à 92,4	79,7	73,9 à 85,5	86,0	78,6 à 93,4	83,2	79,6 à 86,8
Spécificité (% de vrais négatifs)										
Hommes										
Données autodéclarées	99,6	99,4 à 99,9	83,2	80,2 à 86,1	79,7	76,3 à 83,2	98,3	96,6 à 99,7
Modèle 1 (complet - taille et poids)	99,8	99,5 à 100,0	92,2	88,7 à 95,6	84,1	79,8 à 88,3	94,4	91,5 à 97,2
Modèle 2 (complet - IMC)	99,7	99,3 à 100,0	93,2	89,8 à 96,6	82,3	77,8 à 86,7	94,3	91,4 à 97,2
Modèle 3 (réduit - taille et poids)	99,9	99,7 à 100,0	91,6	88,0 à 95,1	79,3	74,0 à 84,7	96,5	94,3 à 98,7
Modèle 4 (réduit - IMC)	99,8	99,5 à 100,0	91,0	87,3 à 94,7	82,2	77,4 à 87,0	96,1	93,7 à 98,4
Femmes										
Données autodéclarées	97,7	96,8 à 98,5	78,3	74,6 à 82,0	88,9	86,5 à 91,2	99,6	99,3 à 99,8
Modèle 1 (complet - taille et poids)	99,4	98,8 à 99,9	87,1	82,9 à 91,3	87,4	82,9 à 91,9	97,0	95,5 à 98,4
Modèle 2 (complet - IMC)	99,7	99,4 à 100,0	85,2	80,8 à 89,7	85,6	81,0 à 90,2	97,3	96,0 à 98,6
Modèle 3 (réduit - taille et poids)	99,3	98,8 à 99,9	87,9	84,0 à 91,8	87,7	83,3 à 92,2	97,4	96,1 à 98,7
Modèle 4 (réduit - IMC)	99,6	99,1 à 100,0	88,0	84,1 à 91,9	88,4	84,3 à 92,5	97,5	96,3 à 98,8

... n'ayant pas lieu de figurer

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

F trop peu fiable pour être publié (coefficient de variation supérieur à 33,3 %)

Nota : Les estimations déclarées sont fondées sur des données provenant des échantillons fractionnés A et B. Les estimations modélisées proviennent de l'échantillon fractionné B.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

Facteurs de correction applicables aux estimations autodéclarées de l'obésité • Travaux de recherche**Tableau 9****Rapports de cotes corrigés établissant un lien entre l'indice de masse corporelle (IMC) autodéclaré, mesuré et corrigé et certains problèmes de santé, population de ménages âgés de 40 ans ou plus, 2005**

BMI category (range kg/m2)	Fondé sur des valeurs corrigées											
	Fondé sur des valeurs autodéclarées		Fondé sur des valeurs mesurées		Modèle 1 (complet)		Modèle 2 (complet)		Modèle 3 (réduit)		Modèle 4 (réduit)	
	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95%	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95%	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95%	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95%	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95%	Rapport de cotes corrigé	Intervalle de confiance de 95%
Diabète												
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Excès de poids (25,0 à 29,9)	2,6*	1,5 à 4,3	1,4	0,7 à 2,8	1,8	0,9 à 3,3	2,0*	1,1 à 3,8	1,8*	1,1 à 3,0	2,0*	1,2 à 3,3
Obésité - catégorie I (30,0 à 34,9)	3,2*	1,8 à 5,6	2,2*	1,0 à 4,5	3,3*	1,8 à 6,0	3,9*	2,1 à 7,0	3,1*	1,7 à 5,7	3,2*	1,8 à 5,8
Obésité - catégories II et III (35,0 ou plus)	9,0*	4,5 à 17,9	5,9*	2,5 à 14,0	6,8*	3,7 à 12,5	7,3*	3,9 à 13,9	7,6*	4,0 à 14,2	7,4*	4,0 à 13,7
Hypertension artérielle												
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Excès de poids (25,0 à 29,9)	2,7*	1,9 à 3,8	2,1*	1,5 à 3,0	2,3*	1,6 à 3,2	2,5*	1,8 à 3,5	2,5*	1,7 à 3,5	2,4*	1,7 à 3,3
Obésité - catégorie I (30,0 à 34,9)	4,2*	2,9 à 6,3	3,4*	2,3 à 5,2	4,0*	2,8 à 5,9	4,1*	2,8 à 6,0	4,5*	3,0 à 6,6	4,7*	3,2 à 7,0
Obésité - catégories II et III (35,0 ou plus)	6,8*	3,2 à 14,8	5,2*	2,9 à 9,3	6,0*	3,3 à 10,7	6,0*	3,4 à 10,5	6,1*	3,4 à 10,9	5,6*	3,2 à 9,8
Cardiopathie												
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Excès de poids (25,0 à 29,9)	1,4	0,9 à 2,3	1,0	0,6 à 1,7	1,3	0,8 à 2,2	1,3	0,8 à 2,2	1,2	0,7 à 2,0	1,4	0,8 à 2,2
Obésité - catégorie I (30,0 à 34,9)	1,6	1,0 à 2,6	1,5	0,8 à 2,9	1,2	0,7 à 2,0	1,4	0,8 à 2,4	1,3	0,8 à 2,2	1,5	0,9 à 2,5
Obésité - catégories II et III (35,0 ou plus)	3,7*	1,8 à 7,7	2,1	1,0 à 4,4	3,3*	1,8 à 6,2	3,4*	1,8 à 6,5	2,9*	1,5 à 5,6	2,8*	1,5 à 5,5
Arthrite												
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Excès de poids (25,0 à 29,9)	1,2	0,8 à 1,7	1,2	0,8 à 1,7	1,5*	1,1 à 2,0	1,5*	1,1 à 2,1	1,5*	1,1 à 2,0	1,4*	1,0 à 1,9
Obésité - catégorie I (30,0 à 34,9)	2,0*	1,3 à 3,0	1,2	0,8 à 1,8	1,7*	1,2 à 2,5	1,9*	1,3 à 2,8	1,9*	1,3 à 2,8	1,7*	1,2 à 2,5
Obésité - catégories II et III (35,0 ou plus)	3,1*	1,5 à 6,3	2,7*	1,6 à 4,6	3,5*	2,0 à 5,8	3,2*	1,8 à 5,4	3,2*	1,9 à 5,6	3,4*	1,9 à 6,0
Limitation d'activité												
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Excès de poids (25,0 à 29,9)	1,2	0,9 à 1,6	1,2	0,9 à 1,6	1,2	0,9 à 1,7	1,1	0,8 à 1,5	1,0	0,8 à 1,4	1,1	0,8 à 1,5
Obésité - catégorie I (30,0 à 34,9)	2,0*	1,3 à 3,0	1,5*	1,1 à 2,2	1,4	0,9 à 2,0	1,4	1,0 à 2,1	1,5*	1,0 à 2,1	1,5*	1,0 à 2,2
Obésité - catégories II et III (35,0 ou plus)	4,3*	2,2 à 8,2	2,9*	1,7 à 4,7	4,2*	2,6 à 6,8	3,7*	2,3 à 6,1	3,9*	2,4 à 6,5	3,1*	1,8 à 5,2
État de santé perçu - passable/mauvais												
Poids normal (18,5 à 24,9)	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...	1,0	...
Excès de poids (25,0 à 29,9)	1,3	0,9 à 2,0	0,8	0,5 à 1,2	1,1	0,7 à 1,6	1,1	0,8 à 1,7	1,0	0,7 à 1,5	1,0	0,7 à 1,5
Obésité - catégorie I (30,0 à 34,9)	2,8*	1,8 à 4,3	1,7*	1,0 à 2,7	1,6*	1,0 à 2,5	1,7*	1,1 à 2,7	2,1*	1,3 à 3,3	2,1*	1,4 à 3,3
Obésité - catégories II et III (35,0 ou plus)	4,5*	2,0 à 10,2	2,9*	1,6 à 5,2	4,1*	2,4 à 7,0	4,3*	2,4 à 7,8	3,5*	1,9 à 6,5	3,6*	2,0 à 6,6

* significativement différent de l'estimation pour la catégorie du poids normal (p<0,05)

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les modèles tiennent compte de l'âge (continu) et du sexe. Les rapports de cotes pour le groupe ayant un excès de poids ne sont pas indiqués en raison de la petite taille des échantillons.**Source** : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

applicables à toute l'enquête. Les modèles, lorsqu'ils étaient appliqués à l'échantillon complet de l'ESCC de 2005 (sans corrections différentes pour les interviews téléphoniques et les interviews individuelles) pour les répondantes âgées de 18 ans ou plus qui n'étaient pas enceintes et qui n'allaitaient pas (n = 118 383), généraient des estimations de l'obésité semblables, quoiqu'un peu plus faibles, aux valeurs mesurées (tableau 10). Selon les données des échantillons fractionnés A et B, la prévalence autodéclarée de l'obésité était de 16 % pour les deux sexes, alors que la prévalence mesurée était de 25,6 % pour les hommes et

de 22,3 % pour les femmes. Les modèles ont généré des taux d'obésité d'environ 23 % pour les hommes et 21 % pour les femmes.

Limites

Le taux de réponse pour le sous-échantillon de l'ESCC dont la taille et le poids ont été mesurés se chiffrait à seulement 65 %. Si les participants avaient, pour la taille et le poids, des profils différents de ceux qui avaient refusé de participer à l'enquête, l'échantillon pourrait être biaisé. La prévalence autodéclarée de l'obésité parmi ceux dont la taille et le poids ont été mesurés s'établissait à 15,9 % –

19,1 % des non-répondants et 14 % des répondants. Toutefois, lorsqu'on appliquait le poids d'échantillonnage spécial aux individus s'étant prêtés à des mesures physiques, la prévalence de l'obésité fondée sur les données autodéclarées chutait à 15,2 %, ce qui est comparable à la prévalence pour le sous-échantillon complet¹².

Un biais dans la taille autodéclarée peut être attribuable à un arrondissement non uniforme entre les données autodéclarées et les données mesurées. Lorsque les répondants déclaraient des demi-pouces, les intervieweurs leur demandaient d'arrondir au pouce le plus près, mais pour les valeurs

Tableau 10

Répartition en pourcentage de la population, selon la catégorie de l'indice de masse corporelle (IMC) et le sexe, lorsque les estimations corrigées ont été appliquées à tout l'échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005, population de ménages âgés de 18 ans ou plus, 2005

Catégorie IMC	Autodéclarées	Mesurées	Estimations corrigées			
			Modèle 1 (complet) Taille et poids	Modèle 2 (complet) IMC	Modèle 3 (réduit) Taille et poids	Modèle 4 (réduit) IMC
Hommes						
Poids insuffisant	0,7 ^E	0,9 ^E	1,0	1,2	0,9	1,0
Poids normal	41,8	32,4	31,2	30,0	31,2	33,1
Excès de poids	41,2	41,1	44,3	45,4	44,9	42,9
Obésité	16,3	25,6	23,5	23,4	23,0	23,1
Femmes						
Poids insuffisant	4,3	2,6 ^E	2,7	2,1	2,5	2,0
Poids normal	54,0	46,1	46,5	46,4	46,8	46,7
Excès de poids	26,1	29,1	29,9	30,6	30,1	30,6
Obésité	15,7	22,3	20,9	21,0	20,7	20,8

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

Nota : Les valeurs mesurées et déclarées ont été générées à partir d'un sous-échantillon de répondants dont la taille et le poids ont été mesurés.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2005.

mesurées, la taille était consignée au 0,5 cm le plus près. En outre, étant donné que les intervieweurs consignent la taille autodéclarée uniquement en mètres, il était impossible de déterminer le nombre de personnes ayant déclaré des pieds et des pouces et, par conséquent, impossible d'évaluer l'importance de ce biais dû à l'arrondissement.

Pour ce qui est du poids mesuré, on ne sait pas si les intervieweurs demandaient toujours aux répondants de vider leurs poches et d'enlever leurs chaussures. Concernant le poids autodéclaré, on ne sait pas si les répondants déclaraient leur poids avec ou sans vêtements, étant donné que les intervieweurs leur disaient d'indiquer leur poids sans vêtements seulement si les répondants leur posaient la question.

Même si les intervieweurs avaient reçu une formation portant sur les procédures de mesure de la taille et du poids, et que les pèse-personne ainsi que les rubans à mesurer étaient calibrés, la fiabilité dans le groupe d'intervieweurs et entre les intervieweurs n'a pas été évaluée.

L'IMC est souvent utilisé comme mesure de l'obésité dans les enquêtes sur la population, mais il présente

certaines limites : il ne peut faire la distinction entre la masse musculaire et le gras, et il ne tient pas compte non plus de la répartition du gras²⁶.

Enfin, les modèles générés pour le présent article étaient limités aux variables recueillies dans l'ESCC. Il est possible que d'autres variables ne faisant pas partie de l'enquête soient aussi en mesure d'expliquer le biais dans le poids, la taille ou l'obésité.

Analyse

L'IMC calculé à partir de la taille et du poids déclarés sous-estime la prévalence de l'obésité. Cette sous-estimation a des incidences sur notre compréhension du fardeau de l'obésité et du lien entre l'obésité et les problèmes de santé reliés à l'obésité. Dans la présente étude, nous avons examiné la possibilité d'établir des facteurs de correction applicables aux estimations autodéclarées, pour déterminer si elles pourraient être corrigées de façon à correspondre davantage aux valeurs mesurées.

Dans chacun des quatre modèles vérifiés, et dans toutes les analyses effectuées, les estimations corrigées fournissaient des mesures plus exactes de l'excès de poids et de l'obésité que

les valeurs autodéclarées. Toutefois, ce n'était pas le cas pour la catégorie du poids normal. Les valeurs de sensibilité pour la population d'un poids normal ont chuté jusqu'à 84 % chez les hommes (une baisse de 10 points de pourcentage) et jusqu'à 83 % chez les femmes (une baisse de 9 points de pourcentage). Kuskowska-Wolk et autres ont aussi constaté une réduction de la sensibilité pour les personnes d'un poids normal¹⁹. Nous avons supposé que le recul dans la sensibilité tenait au fait que les personnes plus corpulentes affichent un biais de déclaration plus prononcé¹² (une plus forte tendance à sous-estimer leur IMC), et que des corrections différentes pourraient alors être requises selon le rang occupé par la personne dans la répartition en fonction de l'IMC. Sans ces corrections différentes, la sensibilité diminue lorsqu'une petite proportion de personnes d'un poids normal sont classées par erreur dans la catégorie de celles qui ont un excès de poids. Nous avons tenté de régler ce problème en incorporant des régressions polynomiales (termes quadratiques pour le poids autodéclaré) et une régression spline, afin de déterminer s'il serait possible de générer des pentes différentes pour des catégories de poids différentes.

Que sait-on déjà sur le sujet?

- Les données autodéclarées sous-estiment la véritable prévalence de l'obésité et surestiment le lien entre l'obésité et les problèmes de santé reliés à l'obésité.
- Pour des raisons financières et logistiques, la plus grande partie de la surveillance de la santé des Canadiens est fondée sur des données autodéclarées.

Que vient ajouter la présente étude?

- Des facteurs de correction peuvent être générés pour rectifier les données autodéclarées de façon à produire des estimations plus exactes de l'obésité.
- Même si elles ne permettent pas de prédire de façon parfaite les valeurs mesurées de l'indice de masse corporelle (IMC), les valeurs corrigées constituent une amélioration par rapport aux estimations autodéclarées.
- Pour les études sur l'IMC des populations adultes qui seront effectuées à l'avenir et qui seront fondées sur les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005, il est recommandé d'utiliser les estimations corrigées de l'IMC.

Les différences dans les termes quadratiques et les pentes n'étaient pas significatives, et nous n'avons pu affiner les estimations pour ceux qui se situaient dans la catégorie du poids normal. Par conséquent, même si les corrections améliorent les estimations pour ceux qui ont un excès de poids ou qui sont obèses, les chiffres non corrigés fournissent de meilleures

estimations pour les répondants dans la catégorie du poids normal, car le biais de déclaration est moins marqué dans ce groupe. D'autres recherches devront être effectuées pour mieux comprendre comment améliorer les estimations autodéclarées de l'excès de poids et de l'obésité, sans réduire la sensibilité pour ceux qui se trouvent dans la catégorie du poids normal. Il faudra également faire plus de recherches pour déterminer si des corrections différentes devraient être apportées dans le cas des répondants interviewés par téléphone.

En dépit de cet inconvénient, l'amélioration de la classification des personnes qui ont un excès de poids ou qui sont obèses est substantielle. Nous recommandons donc d'utiliser des estimations corrigées en plus des valeurs autodéclarées dans les études portant sur l'excès de poids et l'obésité dans la population adulte de l'ESCC de 2005. Nous avons tenté d'effectuer des corrections en fonction des variables indépendantes qui étaient reliées au biais de réponse, mais le R^2 des modèles complets (modèles 1 et 2) était soit le même, soit un peu plus élevé que celui des modèles réduits (modèles 3 et 4, qui utilisaient seulement le poids, la taille ou l'IMC). Dans la plupart des cas, l'inclusion d'autres variables n'offrait aucun avantage pour les prévisions. Plankey et autres³¹ ont aussi constaté que les modèles plus complexes (incluant l'IMC autodéclaré et d'autres covariables) n'augmentaient que de très peu la capacité prédictive. Les quatre modèles que nous avons mis à l'essai ont généré des moyennes, des taux de prévalence et des valeurs de sensibilité semblables; aucun modèle ne s'est démarqué comme étant constamment supérieur. Le modèle 4, toutefois, avait pour avantage d'être le plus parcimonieux, et donc celui qui serait le plus utile s'il est déterminé que les équations sont généralisables.

Cette façon de générer des estimations corrigées (régression linéaire avec un IMC mesuré comme résultat) a été utilisée par le passé^{10,19,31-34}, mais à

notre connaissance, elle n'a jamais été employée pour les données de la population canadienne. Plankey et autres³¹ ont conclu qu'une erreur systématique était associée au biais de déclaration, et qu'il était impossible de la corriger au moyen de cette méthode. Toutefois, dans leurs travaux, les valeurs de sensibilité autodéclarées pour la population obèse (IMC 27,3 kg/m² ou plus) étaient de 80 % chez les hommes et de 85 % chez les femmes, et elles n'augmentaient que très légèrement dans les modèles corrigés. Par contraste, dans la présente étude, la sensibilité autodéclarée pour l'obésité était beaucoup plus faible – 59 % pour les hommes et 69 % pour les femmes – et les équations de correction augmentaient sensiblement ces valeurs. En outre, le biais de déclaration dans notre étude était de deux à trois fois plus prononcé que celui que l'on relevait dans la NHANES II de 1976-1980, sur laquelle l'analyse de Plankey et autres était fondée.

La possibilité de généraliser ces équations n'a pas été déterminée. Certains auteurs³³ supposent qu'elles peuvent l'être, alors que d'autres³⁰ ont démontré que les équations de correction ne sont applicables qu'à la population pour laquelle elles ont été établies. Dans une étude suédoise³², les chercheurs ont prouvé qu'étant donné que la taille était sous-déclarée plutôt que surdéclarée dans ce pays, il n'était pas nécessaire de calibrer les estimations déclarées de l'IMC.

Plus de recherches devront être effectuées à l'aide de données canadiennes pour déterminer si ces équations demeurent stables dans tous les groupes de population du pays ainsi qu'au fil du temps. Il est probable que l'accroissement de l'obésité au cours des dernières années³⁵ se soit accompagné d'une hausse correspondante du biais de déclaration, qui pourrait indiquer une instabilité temporelle dans les équations. Au moins une étude dans laquelle on a examiné le biais au fil du temps a révélé son accroissement³⁶.

De manière provisoire, les enquêtes recueillant des données autodéclarées sur la taille et le poids tireraient avantage de la normalisation de protocoles, laquelle vise à garantir que le matériel est régulièrement calibré, que les répondants sont priés de toujours indiquer leur poids de la même façon, et qu'ils sont mesurés avec des vêtements légers, sans chaussures. L'arrondissement devrait aussi être minimisé, voire éliminé.

Conclusion

Même si les données mesurées pour la taille et le poids fournissent les estimations les plus exactes de la prévalence de l'obésité selon l'IMC, les coûts de la collecte de ces données sont souvent prohibitifs pour les grandes enquêtes sur les populations. Les estimations corrigées, bien qu'elles ne soient pas identiques aux valeurs mesurées de l'IMC, représentent une amélioration considérable par rapport aux estimations fondées sur les données

autodéclarées, lesquelles sous-estiment sensiblement la prévalence de l'obésité et surestiment le lien entre l'obésité et les problèmes de santé. ■

Remerciements

Les auteurs désirent remercier Julie Bernier pour son aide dans le domaine de la méthodologie, ainsi que les membres de la Division de l'information et de la recherche sur la santé à Statistique Canada pour leur apport à ce projet de recherche.

Références

1. Organisation mondiale de la Santé, *Obésité et surpoids*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2006. Disponible à l'address <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs311/fr/index.html> (document consulté le 7 mai 2008)
2. M. Tjepkema, « Obésité chez les adultes », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 9-25 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
3. M. Shields, « L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents », *Rapports sur la santé*, 17(3), 2006, p. 27-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
4. N. Rigby, R. Leach et W.P.T. James, « Seeking bold solutions for Britain's runaway obesity epidemic », *International Obesity Taskforce Briefing Paper*, London, IOTF, 2003.
5. R. Sturm, J.S. Ringel et T. Andreyeva, « Increasing obesity rates and disability trends », *Health Affairs*, 23(2), 2004, p. 199-205.
6. P.T. Katzmarzyk et I. Janssen, « The economic costs associated with physical inactivity and obesity in Canada: an update », *Canadian Journal of Applied Physiology*, 29, 2004, p. 90-115.
7. J.L. Engstrom, S.A. Paterson, A. Doherty *et al.*, « Accuracy of self-reported height and weight in women: an integrative review of the literature », *Journal of Midwifery and Women's Health*, 48, 2003, p. 338-345.
8. I. Niedhammer, I. Bugel, S. Bonenfant *et al.*, « Validity of self-reported weight and height in the French GAZEL cohort », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24, 2000, p. 1111-1118.
9. F.J. Nieto-Garcia, T.L. Bush et P.M. Keyl, « Body mass definitions of obesity: sensitivity and specificity using self-reported weight and height », *Epidemiology*, 1, 1990, p. 146-152.
10. M.L. Rowland, « Self-reported weight and height », *The American Journal of Clinical Nutrition*, 52, 1990, p. 1125-1133.
11. S. Connor Gorber, M. Tremblay, D. Moher, B. Gorber, « A comparison of direct vs. self-report measures for assessing height, weight and body mass index: a systematic review », *Obesity Reviews*, 8, 2007, p. 307-326.
12. M. Shields, S. Connor Gorber et M. Tremblay, « Estimations de l'obésité fondées sur des mesures autodéclarées et sur des mesures directes », *Rapports sur la santé* 19(2), 2008, p. 61-76 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
13. R.M. Puhl et K.D. Brownell, « Psychosocial origins of obesity stigma: toward changing a powerful and pervasive bias », *Obesity Reviews*, 4, 2004, p. 213-227.
14. S. Kumanyika, R.W. Jeffery, A. Morabia *et al.*, « Obesity prevention: the case for action », *International Journal of Obesity*, 26, 2002, p. 425-436.
15. Institut canadien d'information sur la santé, *Améliorer la santé des Canadiens : Promouvoir le poids santé*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2006.
16. M. Shields, S. Connor Gorber et M. Tremblay, « Effets des mesures sur l'obésité et la morbidité », *Rapports sur la santé* 19(2), 2008, p. 77-84 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
17. M. Yannakoulia, D.B. Panagiotakos, C. Pitsavos et C. Stefanadis, « Correlates of BMI misreporting among apparently healthy individuals: the ATTICA study », *Obesity*, 14(5), 2006, p. 894-901.
18. A. Chiolero, I. Peytremann-Bridevaux et F. Paccaud, « Associations between obesity and health conditions may be overestimated if self-reported body mass index is used », *Obesity Reviews*, 8, 2007, p. 373-374.

19. A. Kuskowska-Wolk, R. Bergstrom et G. Bostrom, « Relationship between questionnaire data and medical records of height, weight and body mass index », *International Journal of Obesity*, 16, 1992, p. 1-9.
20. Statistique Canada, *Enquêtes sur la santé de la population* Ottawa, Statistique Canada, 2005, Disponible à l'address <http://www.statcan.ca/français/concepts/hs/index.htm#content> (document consulté le 20 janvier 2008).
21. 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).
22. S. Ziebland, M. Thorogood, A. Fuller et J. Muir, « Desire for the body normal: body image and discrepancies between self-reported and measured height and weight in a British population », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50, 1996, p. 105-106.
23. G. Bostrom et F. Diderichsen, « Socioeconomic differentials in misclassification of height, weight and body mass index based on questionnaire data », *International Journal of Epidemiology*, 26, 1997, p. 860-866.
24. R.J. Roberts, « Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? », *Public Health*, 109, 1995, p. 275-284.
25. Organisation mondiale de la Santé, *Utilisation et interprétation de l'anthropométrie, Rapport d'un comité OMS d'experts* de l'OMS, série de rapports techniques n° 854) Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1995.
26. Santé Canada, *Lignes directrices pour la classification du poids chez les adultes* (Santé Canada, n° H49-179 au catalogue) Ottawa, Santé Canada, 2003.
27. 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).
28. 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.
29. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 3,1, Spécifications des variables dérivées*, Ottawa, Statistique Canada, 2006.
30. T.L.S. Visscher, A.L. Viet, H.T. Kroesbergen et J.C. Seidell, « Underreporting of BMI in adults and its effect on obesity prevalence estimations in the period 1998 to 2001 », *Obesity*, 14(11), 2006, p. 2054-2063.
31. M.W. Plankey, J. Stevens, K.M. Flegal et P.F. Rust, « Prediction equations do not eliminate systematic error in self-reported body mass index », *Obesity Research*, 5(4), 1997, p. 308-314.
32. C. Bolton-Smith, M. Woodward, H. Tunstall-Pedoe et C. Morrison, « Accuracy of the estimated prevalence of obesity from self reported height and weight in an adult Scottish population », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54, 2000, p. 143-148.
33. J. Cawley, « The impact of obesity on wages », *The Journal of Human Resources*, 39(2), 2004, p. 451-474.
34. M. Nyholm, B. Gullberg, J. Merlo *et al.*, « The validity of obesity based on self-reported weight and height: implications for population studies », *Obesity*, 15(1), 2007, p. 197-208.
35. P.T. Katzmarzyk, « The Canadian obesity epidemic, 1985-1998 », *Journal de l'Association médicale canadienne*, 166, 2002, p. 1039-1040.
36. 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.