

Estimation du biais lié à l'indice de masse corporelle utilisé dans l'Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité

S. Dzakpasu, Ph. D. (1); J. Duggan, B. Sc. (2); J. Fahey, M. Math. (3); R. S. Kirby, Ph. D. (4)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction : Cette étude visait à évaluer le biais dans la mesure de l'indice de masse corporelle (IMC) dans l'Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité (ECEM) ainsi que les répercussions possibles de ce biais sur l'association entre l'IMC et certaines issues de grossesse.

Méthodologie : Nous avons évalué la répartition des valeurs de l'IMC en comparant des données autodéclarées et des données mesurées. Nous avons utilisé un échantillon aléatoire de 6 175 participantes à l'ECEM dont l'IMC avait été calculé d'après la taille et le poids autodéclarés et un échantillon aléatoire de 259 participantes à l'Enquête canadienne sur les mesures de santé (ECMS) ayant déjà accouché et dont l'IMC avait été calculé d'après la taille et le poids autodéclarés et mesurés. Nous avons appliqué deux équations de correction à l'IMC fondé sur des valeurs autodéclarées, et nous avons examiné l'impact de ces corrections sur les associations entre l'IMC et un accouchement par césarienne, un faible poids pour l'âge gestationnel (FPAG) et un poids élevé pour l'âge gestationnel (PEAG).

Résultats : Dans l'ensemble, 86,9 % des femmes du sous-échantillon de l'ECMS appartenaient à la même catégorie d'IMC lorsque ses valeurs étaient autodéclarées et lorsqu'elles étaient mesurées. Cependant, les différences de répartition ont eu un effet considérable sur la proportion de femmes des catégories de poids insuffisant et d'obésité. Par exemple, le pourcentage de femmes classées comme obèses était de 14,5 % avec les données autodéclarées contre 20,8 % avec les données mesurées. Les corrections ont permis d'améliorer les estimations de la prévalence de l'obésité, mais ont surestimé ou sous-estimé les autres catégories d'IMC. Les corrections ont eu un effet non significatif sur les associations entre l'IMC et l'accouchement par césarienne, le FPAG et le PEAG.

Conclusion : Bien que la concordance pour la répartition des valeurs de l'IMC entre la taille et le poids autodéclarés et la taille et le poids mesurés soit élevée, il existe un biais dans les mesures fondées sur les valeurs autodéclarées susceptible d'entraîner de légères surestimations ou sous-estimations des risques associés à une catégorie d'IMC donnée. La tendance générale des associations reste néanmoins inchangée.

Mots-clés : indice de masse corporelle, poids prégestationnel autodéclaré, taille autodéclarée, issues de grossesse, validité

Introduction

L'indice de masse corporelle (IMC) maternel prégestationnel est un prédicteur important de certaines issues de grossesse. Les IMC très élevés comme les IMC très bas sont associés à un risque accru d'issue

défavorable à la grossesse, tant pour la mère que pour l'enfant, notamment un accouchement par césarienne, un faible poids pour l'âge gestationnel (FPAG) et un poids élevé pour l'âge gestationnel (PEAG)¹⁻³.

Rattachement des auteurs :

1. Section de la santé maternelle et infantile, Division de la surveillance et de l'épidémiologie, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. Division des méthodes d'enquêtes auprès des ménages, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada
3. Programme de soins génétiques de la Nouvelle-Écosse, Halifax (Nouvelle-Écosse), Canada
4. Department of Community and Family Health, College of Public Health, University of South Florida, Tampa (Floride), États-Unis

Correspondance : Susie Dzakpasu, Section de la santé maternelle et infantile, Division de la surveillance et de l'épidémiologie, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, 6804A, 4^e étage, Ottawa (Ont.) K1A 0K9; tél. : 613-404-1545; téléc. : 613-960-6987; courriel : susie.dzakpasu@phac-aspc.gc.ca

Points saillants

- Le biais dans la mesure de l'indice de masse corporelle (IMC) peut avoir une incidence sur l'association entre l'IMC et certaines issues de grossesse comme un accouchement par césarienne, un faible poids pour l'âge gestationnel (FPAG) et un poids élevé pour l'âge gestationnel (PEAG).
- Nous avons évalué la classification de l'IMC en comparant les valeurs autodéclarées et les valeurs mesurées en utilisant un échantillon aléatoire constitué de participantes à l'Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité (ECEM) et un sous-échantillon de participantes à l'Enquête canadienne sur les mesures de santé (ECMS).
- Les variations de la proportion de femmes dans les catégories d'IMC étaient élevées pour les femmes ayant déclaré un poids insuffisant ou de l'obésité, mais, dans l'ensemble, la concordance entre la répartition des IMC en fonction de la taille et du poids autodéclarés et cette répartition en fonction de la taille et du poids mesurés était élevée.
- L'utilisation de l'IMC fondé sur des données autodéclarées semble être une manière acceptable et raisonnable de faire ressortir les tendances générales concernant l'association entre l'IMC prégestationnel et certaines issues de grossesse.

Les données de population sur l'IMC reposent généralement sur des valeurs autodéclarées de la taille et du poids. Des recherches antérieures ont montré que ce

type de données autodéclarées conduisent à une surestimation de la taille et une sous-estimation du poids, et donc à une sous-estimation de l'embonpoint et de l'obésité ($IMC \geq 25,0 \text{ kg/m}^2$)^{4,6}. Les données mesurées directement sont plus précises, mais aussi plus coûteuses à collecter, c'est pourquoi les données autodéclarées continueront à constituer une source d'information sur l'IMC prégestationnel. Il est donc important de comprendre l'importance et l'incidence de tout biais dans ces données.

L'Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité (ECEM) a été menée en 2006-2007 auprès d'un échantillon représentatif de la population canadienne constitué de femmes ayant accouché au Canada en 2005-2006⁷. Les données recueillies dans le cadre de l'enquête incluaient la taille et le poids prégestationnel autodéclarés, données qui ont été utilisées pour calculer l'IMC prégestationnel dans cette population et examiner ses associations avec certaines issues défavorables de grossesse. En 2007-2009, l'Enquête canadienne sur les mesures de santé (ECMS) a enregistré la taille et le poids autodéclarés ainsi que la taille et le poids mesurés d'un échantillon représentatif de Canadiens à l'échelle du pays, dont des femmes en âge de procréer⁸. Bien que les données de l'ECMS ne puissent pas être directement reliées à celles de l'ECEM, le fait qu'elles portent sur une période similaire permet d'utiliser un échantillon de l'ECMS comparable à celui de l'ECEM pour estimer l'importance du biais dans les données sur l'IMC de l'ECEM et pour déterminer les répercussions possibles de ce biais sur les relations, par ailleurs déjà prouvées, entre l'IMC prégestationnel et certaines issues de grossesse.

Méthodologie

Données

L'ECEM de 2006-2007 était une enquête transversale visant un échantillon aléatoire stratifié de 6 421 femmes ayant donné naissance à un seul enfant vivant, au Canada, en 2005-2006 (soit 5 à 13 mois avant la collecte de données)⁷. Nous nous sommes concentrés sur un sous-ensemble de 6 175 répondantes de 18 à 44 ans pour lesquelles les données sur l'IMC prégestationnel, fondées sur la taille et le poids autodéclarés, étaient disponibles. Chaque

dossier de l'ECEM a été pondéré, de sorte que ce sous-ensemble était représentatif de 74 000 femmes.

L'ECMS de 2007-2009 constituait le premier cycle d'une enquête nationale sur des mesures de la santé physique effectuée à l'aide d'entrevues et de mesures directes. Cette enquête a enregistré des données sur la taille et le poids ainsi que sur de nombreux autres déterminants de la santé. Elle incluait 259 femmes de 18 à 44 ans qui avaient déjà donné naissance à un enfant vivant, avaient fourni des données complètes pour les deux mesures de l'IMC (l'une fondée sur la taille et le poids autodéclarés, l'autre sur la taille et le poids mesurés), n'étaient pas enceintes et avaient un enfant de moins de 5 ans à la maison.

Comme dans le cas de l'ECEM, chaque dossier de l'ECMS a été pondéré, si bien que l'échantillon était représentatif de 1 386 500 femmes. Les poids d'échantillonnage de l'ECEM et de l'ECMS prenaient en compte le plan d'échantillonnage et la non-réponse et ils ont été calculés au sein de classes de pondération correspondant généralement aux strates utilisées pour former l'échantillon. Des renseignements détaillés sur la préparation, la méthodologie (dont le plan d'échantillonnage et la pondération) et le contenu des deux enquêtes ont été publiés ailleurs^{7,8}.

Analyse

Les échantillons de l'ECEM et de l'ECMS ont été comparés en fonction de variables communes aux deux ensembles de données et dont l'association avec le biais dans l'IMC a été établie dans d'autres études, à savoir l'IMC maternel fondé sur la taille et le poids autodéclarés, l'âge et le niveau de scolarité^{9,10}. L'origine ethnique n'a pu être comparée car elle n'avait pas été classifiée de la même manière dans les deux enquêtes. Les catégories d'IMC étaient celles de l'Organisation mondiale de la santé : poids insuffisant ($IMC < 18,5 \text{ kg/m}^2$), poids normal ($18,5 \text{ à } 24,9 \text{ kg/m}^2$), embonpoint ($25,0 \text{ à } 29,9 \text{ kg/m}^2$) et obésité ($IMC \geq 30,0 \text{ kg/m}^2$)¹¹. Nous avons évalué l'importance et la direction du biais à l'aide de notre sous-échantillon de participantes à l'ECMS, en comparant les IMC fondés sur la taille et le poids autodéclarés et ceux fondés sur la taille et le poids mesurés.

Nous avons appliqué deux équations de correction (encadré 1) à l'IMC à partir des valeurs autodéclarées afin de corriger la répartition des IMC. La première équation a été établie par Connor Gorber et ses collaborateurs⁹ à partir des données sur des femmes adultes de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005. Ce « modèle réduit » d'équation est une régression linéaire simple des IMC calculés d'après des données mesurées sur les IMC calculés d'après des données autodéclarées, les modèles plus complexes (c'est-à-dire les modèles avec covariables et les modèles non linéaires) ne comportant aucun avantage sur le plan prédictif⁹. Bien que Connor Gorber et ses collaborateurs⁹ aient établi des équations de correction distinctes pour les hommes et les femmes, seule la taille de l'échantillon total englobant les deux sexes a été fournie ($n = 2 029$), ce qui porte à croire que le modèle réduit repose sur un sous-échantillon d'environ 1 000 femmes.

La valeur de l'équation de correction de Connor Gorber et ses collaborateurs⁹ repose sur le fait qu'elle présente la même valeur de correction que les équations plus complexes ayant été utilisées pour la valider. De plus, la période de 2005 de

Encadré 1. Équations de correction de l'IMC calculé d'après des valeurs autodéclarées

Correction 1. Coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'ESCC de 2005 constitué de femmes adultes (18 ans et plus) qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré $\approx 1 000$).⁹

$IMC \text{ corrigé} = -0,12 + 1,05 \times IMC \text{ calculé d'après la taille et le poids autodéclarés}$

Correction 2. Coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'ECMS constitué de femmes (18 à 44 ans) ayant déjà accouché d'un enfant vivant et ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré = 259 femmes).

$IMC \text{ corrigé} = -0,44 + 1,05 \times IMC \text{ calculé d'après la taille et le poids autodéclarés}$

^{*} Le tableau 4 de Connor Gorber et ses collaborateurs⁹ montre l'équation de correction dans la sous-section « Women » (femmes) sous le titre « Reduced Model » (modèle réduit).

l'ESCC est semblable à la période précédant la grossesse des participantes à l'ECEM ayant accouché en 2005-2006⁷. Cependant, comme cette équation s'applique à toutes les femmes adultes qu'elles aient déjà accouché ou non, nous avons utilisé une deuxième équation de correction en appliquant les mêmes méthodes au sous-échantillon de l'ECMS (décris plus haut) constitué des 259 femmes jugées les plus comparables à la population de l'ECEM, c'est-à-dire âgées de 18 à 44 ans, ayant déjà accouché d'un enfant vivant et ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (encadré 1).

Enfin, en utilisant des rapports de taux (RT), nous avons comparé les associations entre l'IMC prégestationnel et trois issues défavorables de grossesse (l'accouchement par césarienne, le FPAG et le PEAG) en fonction des répartitions corrigées et non corrigées de l'IMC dans l'ECEM. Le poids pour l'âge gestationnel a été considéré comme faible s'il était inférieur au 10^e percentile et comme élevé s'il dépassait le 90^e percentile¹².

Toutes les analyses ont été réalisées avec des poids d'échantillonnage. Bien que nous ayons fait nos calculs à l'aide de valeurs pondérées non arrondies, la taille des échantillons pondérés a été arrondie à la centaine la plus proche, conformément aux directives de Statistique Canada en matière de déclaration, car le fait de ne pas arrondir les valeurs entraîne généralement une surestimation de la précision. Hormis la taille globale des sous-échantillons, les données non pondérées ne sont pas présentées, conformément aux normes de contrôle de divulgation de Statistique Canada. Nous avons établi des intervalles de confiance à 95 % à l'aide de la méthode *bootstrap*, qui vise à estimer la variabilité induite par le plan d'échantillonnage et la pondération de l'échantillon¹³. Comme le sous-échantillon de l'ECMS était de petite taille et que son plan d'échantillonnage était complexe, l'approximation normale de la distribution binomiale ne convenait pas, particulièrement pour les faibles proportions. C'est pourquoi nous avons appliqué une transformation logit à l'ensemble des analyses fondées sur l'ECMS¹⁴. L'intervalle de transformation logit a été

obtenu en établissant un intervalle de Wald fondé sur la distribution t pour la transformation logit de la proportion (p) et en reprenant les limites dans leur format d'origine. Cette transformation repose sur l'hypothèse selon laquelle $\log(\hat{p}/(1-\hat{p}))$ est approximativement normal. Aucune transformation logit n'était nécessaire pour les analyses fondées sur l'ECEM, car cette enquête avait un échantillon de plus grande taille et un plan d'échantillonnage plus simple. Toutes les analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel SAS Enterprise Guide, version 5.1 (SAS Institute, Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Résultats

À moins d'avis contraire, tous les résultats sont des estimations pondérées. Le tableau 1 montre la répartition selon l'IMC maternel calculé d'après la taille et le poids auto-déclarés, l'âge et le niveau de scolarité des participantes à l'ECEM et à l'ECMS de nos sous-échantillons. Seule la répartition selon l'âge variait grandement d'un groupe à l'autre. Les femmes de l'échantillon de

TABLEAU 1

Répartition de l'indice de masse corporelle, de l'âge maternel et du niveau de scolarité chez les mères de 18 à 44 ans ayant participé à l'ECEM de 2006-2007 et chez les femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison ayant participé à l'ECMS de 2007-2009

	ECEM			ECMS		
	N	%	(IC à 95 %)	N	%	(IC à 95 %)
IMC^a						
Poids insuffisant	4 400	6,0	(5,4 à 6,7)	89 500	6,5	(2,2 à 17,2)
Poids normal	43 900	59,3	(58,0 à 60,6)	725 600	52,3	(41,6 à 62,9)
Embonpoint	15 500	21,0	(19,9 à 22,1)	370 000	26,7	(20,1 à 34,6)
Obésité	10 200	13,7	(12,8 à 14,6)	201 400	14,5	(8,2 à 24,3)
Âge (ans)						
18 à 24	11 600	15,3	(14,5 à 16,1)	118 500	8,5	(2,9 à 22,9)
25 à 29	25 300	33,8	(33,0 à 34,7)	278 600	20,1	(14,0 à 27,9)
30 à 34	25 200	33,3	(32,4 à 34,2)	391 100	28,2	(21,2 à 36,5)
35 à 44	13 200	17,6	(16,7 à 18,5)	598 300	43,2	(32,7 à 54,2)
Niveau de scolarité						
Études secondaires non terminées	5 300	7,0	(6,3 à 7,6)	91 100	6,6	(2,2 à 17,9)
Diplôme d'études secondaires	14 500	19,4	(18,4 à 20,5)	330 300	23,9	(15,8 à 34,3)
Études postsecondaires partielles et certificats et diplômes inférieurs au baccalauréat	28 100	37,6	(36,4 à 38,9)	541 300	39,1	(30,4 à 48,5)
Diplôme universitaire (baccalauréat ou niveau supérieur)	26 700	36,0	(34,8 à 37,2)	422 300	30,5	(19,5 à 44,3)
Total	74 000			1 386 500		

Abréviations : ECEM, Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité; ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; IMC, indice de masse corporelle.

Remarque : La somme des colonnes n'égale pas nécessairement 74 000 (ECEM) ou 1 386 500 (ECMS) en raison de l'arrondissement des nombres et des renseignements manquants sur le niveau de scolarité (moins de 1 % des participantes à l'ECEM et moins de 0,2 % des participantes à l'ECMS).

^a Dans le cas de l'ECEM, l'IMC est fondé sur la taille et le poids autodéclarés avant la grossesse; dans le cas de l'ECMS, l'IMC est fondé sur la taille et le poids autodéclarés au moment de la collecte des données.

l'ECMS étaient plus âgées : 43,2 % d'entre elles avaient entre 35 et 44 ans, contre 17,6 % des femmes de l'échantillon de l'ECEM. Les participantes à l'ECMS ont aussi été plus nombreuses à affirmer qu'elles faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses et moins nombreuses à indiquer qu'elles détenaient une formation universitaire, mais ces différences étaient moins notables.

La comparaison des IMC de l'ECMS fondés sur des valeurs autodéclarées et ceux fondés sur des valeurs mesurées a révélé que 14,5 % des femmes de l'échantillon avec autodéclaration avaient été classées comme obèses, contre 20,8 % des femmes de l'échantillon avec mesure (tableau 2, colonnes A et B). La plupart des différences de classification étaient dues au fait que 23,6 % des femmes classées comme faisant de l'embonpoint d'après les données autodéclarées étaient classées comme obèses d'après les données mesurées (tableau 3). Une fréquence semblable d'erreurs de classification a été observée chez les femmes classées comme ayant un poids insuffisant d'après les données autodéclarées : 24,5 % d'entre elles avaient en fait un IMC normal. La fréquence des erreurs de classification était plus faible chez les femmes dont l'IMC correspondait à un poids normal ou à l'obésité. Dans l'ensemble, 86,9 % des femmes du sous-échantillon de l'ECMS appartenaient à la même catégorie d'IMC dans les deux cas, avec valeurs autodéclarées et avec valeurs mesurées.

Le tableau 2 (colonnes C et D) et le tableau 4 présentent les répartitions corrigées de

l'IMC après l'application des deux équations de correction (encadré 1) à l'IMC calculé d'après la taille et le poids autodéclarés dans l'ECMS et dans l'ECEM. Dans le cas du sous-échantillon de l'ECMS, la comparaison des valeurs des IMC calculés d'après les valeurs mesurées et d'après les valeurs corrigées indique que la correction 1 (fondée sur un sous-échantillon de l'ESCC constitué de femmes adultes) offre une meilleure correction de la sous-estimation de l'obésité que la correction 2 (fondée sur un sous-échantillon de l'ECMS constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant déjà accouché d'un enfant vivant et ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison). Cependant, la correction 2 s'est avérée plus efficace pour corriger la prévalence des autres catégories d'IMC. Bien que les deux répartitions corrigées selon l'IMC aient permis d'améliorer les estimations de la prévalence de l'obésité, elles ont aussi surestimé la prévalence de l'embonpoint et sous estimé la prévalence du poids insuffisant. L'application des équations de correction aux données de l'ECEM a eu un effet semblable sur la répartition selon l'IMC des femmes de ce sous-échantillon (tableau 4). Les figures 1 et 2 illustrent la répartition selon l'IMC avant et après l'application des corrections, respectivement au sous-échantillon de l'ECMS et à celui de l'ECEM.

Le tableau 5 et les figures 3a à 3c présentent les taux observés et les RT correspondants des répartitions corrigées et non corrigées des accouchements par césarienne, des FPAG et des PEAG en fonction de l'IMC. Les corrections ont eu un effet négligeable sur l'association entre l'IMC prégestationnel et l'accouchement par césarienne et elles ont produit des

augmentations non significatives des associations avec le FPAG et des diminutions non significatives des associations avec le PEAG. Dans le cas du FPAG, les deux corrections ont augmenté l'association avec un poids insuffisant : le RT est passé de 2,36 (IC 95 % : 1,67 à 3,34) à 2,65 (IC à 95 % : 1,74 à 4,01) avec la correction 1 et à 2,83 (IC à 95 % : 1,94 à 4,11) avec la correction 2. En ce qui concerne le PEAG, les corrections ont globalement diminué l'association avec l'embonpoint et l'obésité. Chez les femmes classées comme faisant de l'embonpoint avant leur grossesse, le RT est passé de 1,55 (IC à 95 % : 1,27 à 1,89) à 1,28 (IC à 95 % : 1,05 à 1,56) avec la correction 1 et à 1,41 (IC à 95 % : 1,16 à 1,72) avec la correction 2 alors que chez les femmes classées comme obèses avant leur grossesse, le RT est passé de 1,92 (IC à 95 % : 1,54 à 2,39) à 2,10 (IC à 95 % : 1,72 à 2,58) avec la correction 1 et 1,88 (IC à 95 % : 1,52 à 2,31) avec la correction 2.

Analyse

L'association entre un IMC prégestationnel très élevé ou très bas et des issues défavorables de grossesse a été prouvée¹⁻³. Cependant, l'impact potentiel des valeurs biaisées de l'IMC sur cette association n'a pas été étudié au Canada.

Nous avons observé, dans l'ensemble, une forte concordance entre la classification de l'IMC fondée sur les données autodéclarées et celles fondées sur les données mesurées dans le sous-échantillon de l'ECMS. Les erreurs de classification ont eu un effet considérable sur la proportion de femmes ayant déclaré un poids insuffisant ou de

TABLEAU 2
Répartition de l'indice de masse corporelle calculé d'après la taille et le poids mesurés et autodéclarés et après application de deux équations de correction, Enquête canadienne sur les mesures de santé de 2007-2009, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison

IMC	A Taille et poids mesurés		B Taille et poids autodéclarés		C Correction 1 ^a		D Correction 2 ^b	
	%	(IC à 95 %)	%	(IC à 95 %)	%	(IC à 95 %)	%	(IC à 95 %)
Poids insuffisant	5,0	(1,3 à 17,7)	6,5	(2,2 à 17,2)	2,0	(0,4 à 16,2)	3,7	(0,9 à 14,3)
Poids normal	49,3	(38,3 à 60,5)	52,3	(41,6 à 62,9)	46,9	(34,4 à 59,7)	50,0	(39,5 à 60,3)
Embonpoint	24,9	(17,9 à 33,5)	26,7	(20,1 à 34,6)	32,2	(23,4 à 42,4)	30,9	(23,6 à 39,2)
Obésité	20,8	(12,7 à 32,1)	14,5	(8,2 à 24,3)	18,3	(10,0 à 31,0)	15,5	(9,3 à 24,7)

Abréviations : IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle.

^a La correction 1 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 constitué de femmes de 18 ans et plus, qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré ≈ 1 000)⁹.

^b La correction 2 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré ≈ 259)⁹.

TABLEAU 3

Répartition de l'indice de masse corporelle (IMC) selon que la taille et le poids ont été autodéclarés ou mesurés, Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison

IMC calculé d'après la taille et le poids autodéclarés	IMC calculé d'après la taille et le poids mesurés				Effectif total (N)
	Poids insuffisant (%)	Poids normal (%)	Embonpoint (%)	Obésité (%)	
Poids insuffisant	75,5	24,5	0	0	89 500
Poids normal	< 1	90,8	8,9	< 1	725 600
Embonpoint	0	< 1	75,4	23,6	370 000
Obésité	0	< 1	< 1	99,4	201 400

Abréviation : IMC, indice de masse corporelle.

l'obésité. Les transformations visant à corriger les erreurs de classification potentielles des données sur l'IMC de l'ECEM ont entraîné des modifications variables et non significatives des associations entre l'IMC prégestationnel et les issues de grossesse étudiées.

La forte concordance pour l'attribution de l'IMC dans notre échantillon de l'ECMS en fonction des données autodéclarées et en fonction des données mesurées correspond aux résultats d'autres études menées sur les femmes adultes^{10,15,16}. L'étude menée par Connor Gorber et ses collaborateurs⁹, bien que ses résultats ne soient pas applicables à l'ECEM, a montré que l'âge n'avait aucun effet significatif sur le biais dans les mesures de l'IMC chez les femmes canadiennes, mais qu'un faible niveau de scolarité et une combinaison taille-poids correspondant à un excès de poids était associé à une sous-estimation de l'IMC⁹. Les femmes de l'ECEM étaient plus jeunes, semblaient avoir un niveau de scolarité plus élevé et être moins nombreuses à avoir un excès de poids que les femmes de

l'ECMS. La tendance à une sous-estimation de l'IMC du fait d'autodéclarations erronées de la taille et du poids pourrait donc être moins prononcée dans l'ECEM que dans l'ECMS. L'âge et le poids moins élevés des participantes à l'ECEM par rapport à celles de l'ECMS étaient anticipés, car les données de l'ECEM portaient sur la période précédant la grossesse tandis que celles de l'ECMS concernaient la période suivant la grossesse. Les femmes sont plus jeunes et pèsent généralement moins avant leur grossesse qu'après leur grossesse¹⁷.

Sur le plan de la santé génésique, ce sont les valeurs extrêmes de la répartition de l'IMC qui sont associées au plus grand risque d'issue défavorable de grossesse. Nous avons constaté que les associations fondées sur les IMC prégestationnels tant déclarés que corrigés faisaient ressortir des effets dose-réponse évidents : un IMC correspondant à un poids insuffisant augmentait le risque de FPAG, tandis qu'un IMC correspondant à de l'embonpoint ou à de l'obésité augmentait le risque de PEAG et d'accouchement par césarienne¹⁻³. Aucune

modification statistiquement significative n'a été observée dans ces tendances à la suite de la correction des données de l'ECEM, ce qui indique que la taille et le poids autodéclarés sont assez fiables pour être utilisés dans l'étude des associations entre l'IMC prégestationnel et certaines issues de grossesse.

L'absence d'impact notable du biais sur ces associations est encourageante, car cela signifie que l'autodéclaration de la taille et du poids prégestationnel est une méthode de collecte de données acceptable dans les cas où il n'est pas possible d'effectuer de mesures directes. Non seulement ces données sont représentatives des effets sur la santé de l'IMC prégestationnel, mais elles pourraient aussi être utilisées pour évaluer l'efficacité des programmes de santé publique visant à encourager l'atteinte d'un poids santé avant la grossesse. Surveiller et évaluer rigoureusement le poids des femmes en âge de procréer et les résultats des interventions est essentiel pour traiter le problème complexe des poids néfastes à la santé au sein de la population¹⁸.

TABLEAU 4

Répartition de l'indice de masse corporelle calculé d'après la taille et le poids autodéclarés, après application de deux équations de correction, Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité de 2006-2007, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans

	Répartition de tailles et poids autodéclarés			Correction 1 ^a			Correction 2 ^b		
	n	%	(IC à 95 %)	n	%	(IC à 95 %)	n	%	(IC à 95 %)
Poids insuffisant	4 400	6,0	(5,4 à 6,7)	2 400	3,2	(2,7 à 3,7)	3 300	4,5	(3,9 à 5,0)
Poids normal	43 900	59,3	(58,0 à 60,6)	39 500	53,5	(52,2 à 54,8)	41 500	56,1	(54,8 à 57,5)
Embonpoint	15 500	21,0	(19,9 à 22,1)	19 100	25,8	(24,7 à 27,0)	17 500	23,7	(22,5 à 24,8)
Obésité	10 200	13,7	(12,8 à 14,6)	12 900	17,5	(16,5 à 18,5)	11 700	15,8	(14,8 à 16,7)
Total	74 000			74 000			74 000		

Abréviation : IC, intervalle de confiance.

Remarque : La somme des colonnes n'égale pas nécessairement 74 000 à cause de l'arrondissement des nombres.

^a La correction 1 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 constitué de femmes de 18 ans et plus, qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré ≈ 1 000)⁹.

^b La correction 2 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré ≈ 259).

FIGURE 1

Répartition de l'indice de masse corporelle calculé d'après la taille et le poids mesurés et d'après la taille et le poids autodéclarés et après application de deux équations de correction, Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison



^a La correction 1 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 constitué de femmes de 18 ans et plus, qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré ≈ 1 000)⁹.

^b La correction 2 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré ≈ 259)⁹.

Bien que nous n'ayons observé aucune modification notable des associations à la suite de la correction des données de l'ECEM, l'impact du biais sur l'association entre l'IMC et certaines issues de grossesse pourrait varier selon la direction du biais et la nature de la relation entre l'IMC et ces issues de grossesse. Ces associations pourraient être de ce fait sous-estimées ou sur-estimées. L'augmentation non significative de l'association entre la catégorie de poids insuffisant selon l'IMC et le FPAG à la suite de la correction s'explique vraisemblablement par le fait que les femmes classées comme ayant un poids insuffisant sont celles qui ont le poids le plus faible et, par conséquent, le plus à risque de donner naissance à un enfant de faible poids pour l'âge gestationnel. Inversement, la

tendance à la baisse de l'association entre l'embonpoint et l'obésité et le PEAG est vraisemblablement due au fait que les femmes classées dans ces deux catégories à la suite de la correction présentaient un IMC moins élevé que les femmes classées dans ces catégories d'après leur taille et leur poids autodéclarés. Par conséquent, ces femmes présentaient un risque moins élevé de PEAG. Nous tenons à souligner que, même si l'IMC fondé sur la taille et le poids autodéclarés entraîne une surestimation de l'association entre l'obésité et le PEAG, le fardeau pour la population que représente le PEAG lié à l'obésité peut être néanmoins sous estimé, car l'autodéclaration de la taille et du poids entraîne une sous-estimation de l'obésité.

Une étude de l'impact du biais dans l'autodéclaration de la prise de poids durant la grossesse sur un poids élevé ou faible à la naissance a abouti à des conclusions semblables aux nôtres¹⁹. Dans une autre étude de l'impact du biais dans l'IMC prégestationnel sur cinq issues de grossesse (dont le FPAG et le PEAG)²⁰, les associations n'ont pas été modifiées de façon significative mais ont été quelque peu atténues par les erreurs de déclaration. Les études sur le biais dans l'IMC en lien avec d'autres résultats en matière de santé, tels que les maladies chroniques liées au poids (p. ex. diabète ou hypertension artérielle), ont aussi montré que ces associations pouvaient être sous-estimées²¹ comme surestimées²². L'effet négligeable de notre ajustement sur l'association entre l'IMC et

FIGURE 2

Répartition de l'indice de masse corporelle prégestationnel calculé d'après la taille et le poids prégestationnel déclarés et après application de deux équations de correction, Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité de 2006-2007, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans



^a La correction 1 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 constitué de femmes de 18 ans et plus, qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré ≈ 1 000)⁹.

^b La correction 2 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré ≈ 259)⁹.

TABLEAU 5

Association entre certaines issues défavorables à la grossesse et l'indice de masse corporelle prégestationnel calculé d'après la taille et le poids autodéclarés, après application de deux équations de correction, Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité de 2006-2007, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans

	Autodéclaration		Correction 1 ^a		Correction 2 ^b	
	Taux (%)	Rapport de taux (IC à 95 %)	Taux (%)	Rapport de taux (IC à 95 %)	Taux (%)	Rapport de taux (IC à 95 %)
Accouchement par césarienne						
Poids insuffisant	20,7	0,86 (0,65 à 1,13)	20,4	0,88 (0,60 à 1,30)	21,3	0,92 (0,66 à 1,27)
Poids normal (réf.)	23,4	1,00	22,6	1,00	22,8	1,00
Embonpoint	29,4	1,36 (1,17 à 1,58)	28,6	1,37 (1,19 à 1,58)	29,3	1,40 (1,21 à 1,61)
Obésité	37,5	1,96 (1,66 à 2,31)	36,3	1,96 (1,68 à 2,29)	36,6	1,96 (1,67 à 2,30)
Faible poids pour l'âge gestationnel						
Poids insuffisant	17,1	2,36 (1,67 à 3,34)	19,9	2,65 (1,74 à 4,01)	20,2	2,83 (1,94 à 4,11)
Poids normal (réf.)	8,0	1,00	8,6	1,00	8,2	1,00
Embonpoint	7,5	0,93 (0,71 à 1,20)	7,3	0,84 (0,65 à 1,07)	7,2	0,86 (0,67 à 1,12)
Obésité	6,1	0,74 (0,53 à 1,03)	6,2	0,70 (0,53 à 0,94)	6,2	0,74 (0,55 à 1,01)
Poids élevé pour l'âge gestationnel						
Poids insuffisant	4,7	0,46 (0,27 à 0,79)	4,2	0,42 (0,17 à 1,02)	3,9	0,38 (0,18 à 0,80)
Poids normal (réf.)	9,6	1,00	9,4	1,00	9,6	1,00
Embonpoint	14,2	1,55 (1,27 à 1,89)	11,7	1,28 (1,05 à 1,56)	13,1	1,41 (1,16 à 1,72)
Obésité	17,0	1,92 (1,54 à 2,39)	17,9	2,10 (1,72 à 2,58)	16,6	1,88 (1,52 à 2,31)

Abréviations : IC, intervalle de confiance; réf., groupe de référence

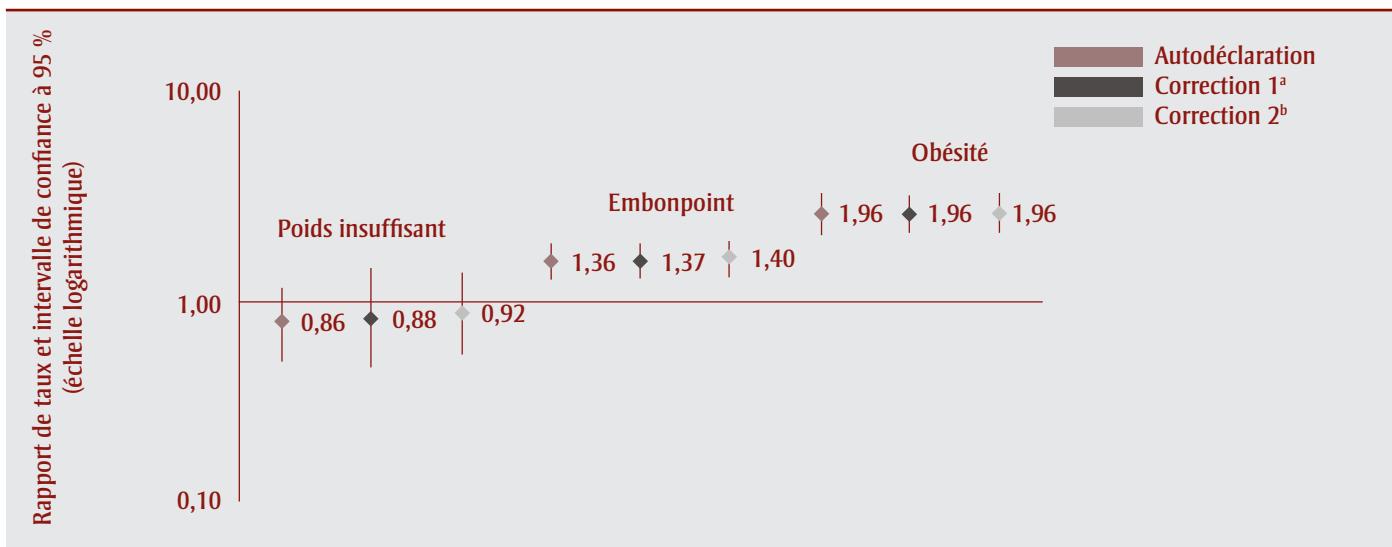
Remarque : La taille des échantillons pour chaque catégorie de poids correspond à celle des échantillons présentés dans le tableau 4.

^a La correction 1 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 constitué de femmes de 18 ans et plus, qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré ≈ 1 000)⁹.

^b La correction 2 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré = 259)⁹.

FIGURE 3a

Association entre les accouchements par césarienne et l'indice de masse corporelle prégestationnel calculé d'après la taille et le poids prégestationnel autodéclarés et après application de deux équations de correction, Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité de 2006-2007, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans

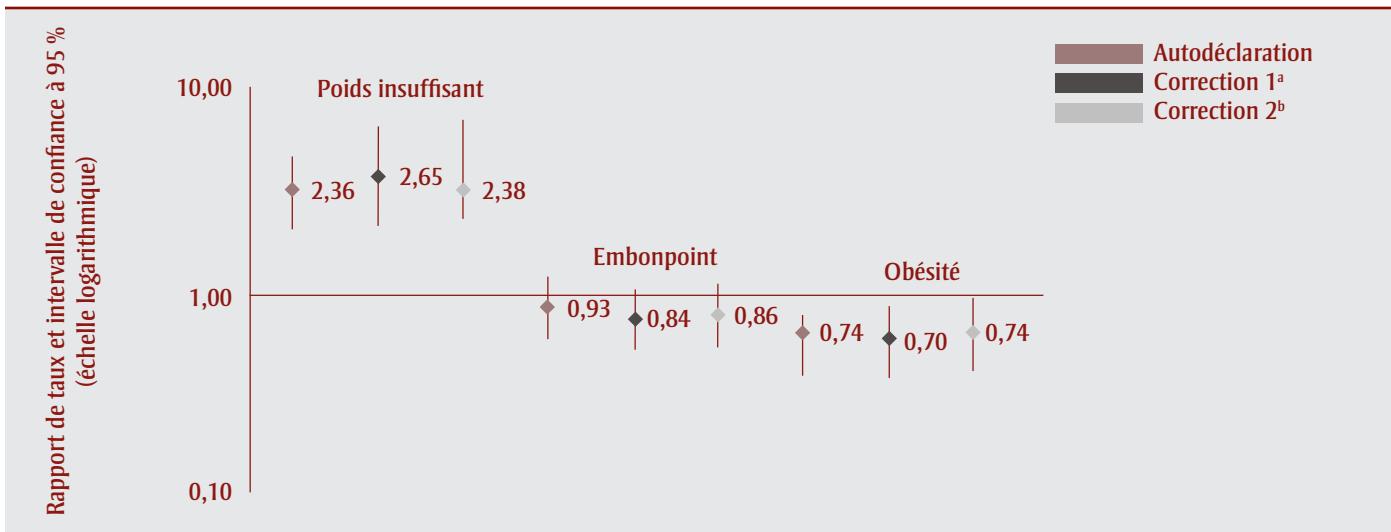


^a La correction 1 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 constitué de femmes de 18 ans et plus, qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré ≈ 1 000)⁹.

^b La correction 2 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré = 259)⁹.

FIGURE 3b

Association entre le faible poids pour l'âge gestationnel et l'indice de masse corporelle prégestationnel calculé d'après la taille et le poids prégestationnel autodéclarés et après application de deux équations de correction, Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité de 2006-2007, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans



^a La correction 1 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 constitué de femmes de 18 ans et plus, qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré $\approx 1\,000$)⁹.

^b La correction 2 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré ≈ 259)⁹.

l'accouchement par césarienne donne à penser que d'autres facteurs de risque jouent un plus grand rôle dans la survenue de cette issue de grossesse et sont indépendants de l'IMC prégestationnel.

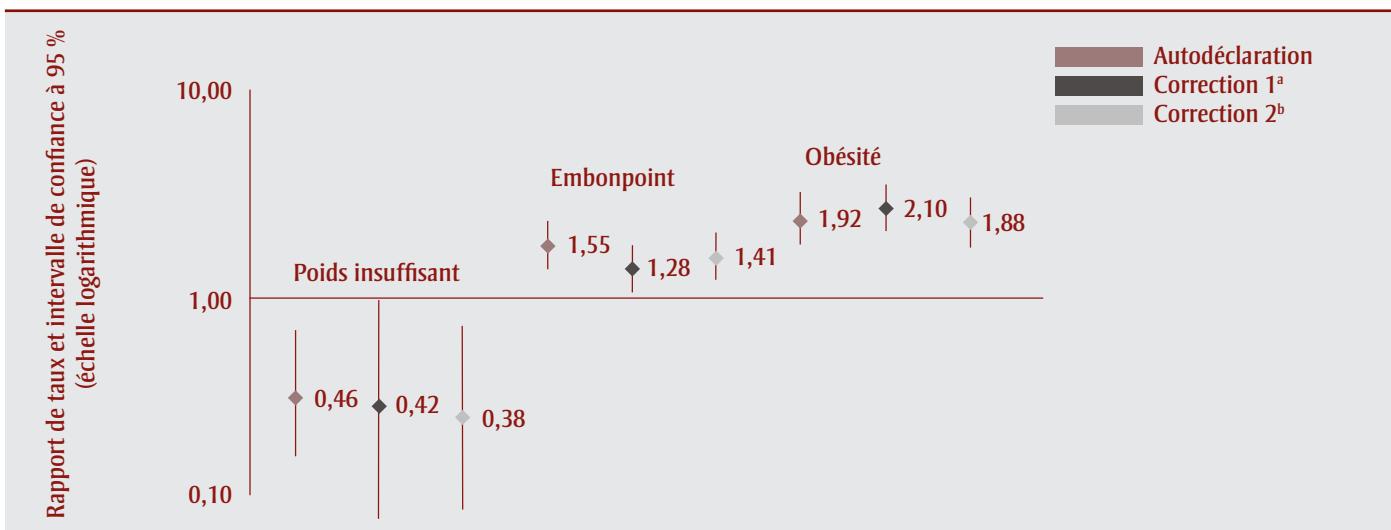
Points forts et limites

Notre étude comporte plusieurs limites. Comme la taille et le poids n'ont pas été directement mesurés dans le cadre de l'ECEM, nous avons utilisé les données

d'un sous-échantillon de l'ECMS constitué de femmes en âge de procréer pour estimer le biais entourant l'IMC dans l'ECEM. D'autres études ont montré que la validité d'une telle transposition de données est plus grande lorsque les équations sont

FIGURE 3c

Association entre le poids élevé pour l'âge gestationnel et l'indice de masse corporelle prégestationnel calculé d'après la taille et le poids autodéclarés et après application de deux équations de correction, Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité de 2006-2007, sous-échantillon de femmes de 18 à 44 ans



^a La correction 1 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2005 constitué de femmes de 18 ans et plus, qu'elles aient déjà accouché ou non (n non pondéré $\approx 1\,000$)⁹.

^b La correction 2 renvoie aux coefficients de régression fondés sur un sous-échantillon de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007-2009 constitué de femmes de 18 à 44 ans ayant un enfant de moins de 5 ans à la maison (n non pondéré ≈ 259)⁹.

dérivées de la même population et d'une période semblable²³⁻²⁵. Nous avons utilisé les paramètres disponibles de l'ECMS (âge et antécédents de naissance vivante) pour former le groupe de comparaison le plus représentatif possible. Toutefois, nos populations n'étant pas tout à fait identiques, le biais n'est peut-être pas exactement le même dans les deux populations, bien que la nature du biais entourant l'IMC se soit avérée semblable chez les femmes avant leur grossesse et chez la population générale de femmes adultes^{26,27}.

Nous avons appliqué la même correction à toutes les catégories d'IMC alors que le biais est variable d'une catégorie à l'autre. Bien que ce biais différentiel indique que des corrections spécifiques à chaque catégorie auraient été plus appropriées, les modèles de correction plus complexes prenant en compte la catégorie d'IMC et d'autres covariables (p. ex. modèles fondés sur une régression polynomiale ou par spline) n'ont pas présenté d'avantage significatif pour la correction des erreurs de déclaration que l'approche plus simple que nous avons choisie ne l'a fait⁹.

L'analyse du biais selon la catégorie d'IMC ne permet pas non plus d'évaluer sans restriction la relation entre le biais induit par l'IMC calculé d'après des données autodéclarées et l'impact de ce biais sur l'association entre IMC et issue de grossesse. Notre méthode de classification de l'IMC est quant à elle solide et appropriée pour la santé publique et le milieu clinique.

Enfin, comme nous voulions à évaluer l'impact d'un biais potentiel dans l'IMC plutôt que l'association entre l'IMC et les issues de grossesse en soi, nos calculs ont porté sur des associations brutes, qui ne traduisent pas l'effet indépendant de l'IMC prégestationnel sur les issues de grossesse.

Conclusion

Bien qu'une forte concordance ait été observée entre les données autodéclarées et les données mesurées pour la répartition de l'IMC au sein de la population de femmes en âge de procréer, un biais possible dans le calcul de l'IMC d'après des données autodéclarées pourrait entraîner de légères sous-estimations ou surestimations des associations entre l'IMC et certaines issues de grossesse. Cependant, l'utilisation de l'IMC fondé sur des données

autodéclarées semble être une manière acceptable et raisonnable de faire ressortir les tendances générales concernant l'association entre l'IMC prégestationnel et certaines issues de grossesse.

Références

- Marshall NE, Spong CY. Obesity, pregnancy complications, and birth outcomes. *Semin Reprod Med*. 2012;30(6):465-471. doi: 10.1055/s-0032-1328874.
- O'Reilly JR, Reynolds RM. The risk of maternal obesity to the long-term health of the offspring. *Clin Endocrinol (Oxf)*. 2013;78(1):9-16. doi: 10.1111/cen.12055.
- Ramakrishnan U, Grant F, Goldenberg T, Zongrone A, Martorell R. Effect of women's nutrition before and during early pregnancy on maternal and infant outcomes: a systematic review. *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2012;26(Suppl 1):285-301. doi: 10.1111/j.1365-3016.2012.01281.x.
- Shields M, Connor Gorber S, Janssen I et MS Tremblay. Biais dans les estimations autodéclarées de l'obésité dans les enquêtes canadiennes sur la santé : le point sur les équations de corrections applicables aux adultes. *Rapports sur la santé*. 2011;22(3):1-11.
- Merrill RM, Richardson JS. Validity of self-reported height, weight, and body mass index: findings from the National Health and Nutrition Examination Survey, 2001-2006. *Prev Chronic Dis*. 2009;6(4):A121.
- Elgar FJ, Stewart JM. Validity of self-report screening of overweight and obesity evidence from the Canadian Community Health Survey. *Can J Public Health*. 2008;99(5):423-427.
- Dzakpasu S, Kaczorowski J, Chalmers B et collab. The Canadian Maternity Experiences Survey: design and methods. *J Obstet Gynaecol Can*. 2008;30(3):207-216. doi: 10.1016/s1701-2163(16)32757-8.
- Statistique Canada. Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [mise à jour 2014; consulté le 3 mars 2015]. En ligne à la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.p1?Function=getSurvey&SDDS=5071
- Connor Gorber SC, Shields M, Tremblay MS et I. McDowell. La possibilité d'établir des facteurs de correction applicables aux estimations autodéclarées de l'obésité. *Rapports sur la santé*. 2008;19(3):71-82.
- Bruner Huber LR. Validity of self-reported height and weight in women of reproductive age. *Matern Child Health J*. 2007;11(2):137-144. doi: 10.1007/s10995-006-0157-0.
- Organisation mondiale de la Santé. Body mass index - BMI [Internet]. Copenhague (DE): Organisation mondiale de la Santé; [consulté le 16 novembre 2015]. En ligne à la page : <http://www.euro.who.int/en/health-topics/disease-prevention/nutrition/a-healthy-lifestyle/body-mass-index-bmi>
- Kramer MS, Platt RW, Wen SW et collab. A new and improved population-based Canadian reference for birth weight for gestational age. *Pediatrics*. 2001;108(2):e35. doi: 10.1542/peds.108.2.e35.
- Rao JN, Wu CF, Yue K. Some recent work on resampling methods for complex surveys. *Surv Methodol*. 1992;18:209-217.
- Korn EL, Graubard BI. Confidence intervals for proportions with small expected number of positive counts estimated from survey data. *Surv Methodol*. 1998;24:193-201.
- Spencer EA, Appleby PN, Davey GK, Key TJ. Validity of self-reported height and weight in 4808 EPIC-Oxford participants. *Public Health Nutr*. 2002;5(4):561-565. doi: 10.1079/PHN2001322.
- Bolton-Smith C, Woodward M, Tunstall-Pedoe H, Morrison C. Accuracy of the estimated prevalence of obesity from self-reported height and weight in an adult Scottish population. *J Epidemiol Community Health*. 2000;54(2):143-148. doi: 10.1136/jech.54.2.143.
- Bartholomew S, Heaman M. Indice de masse corporelle de la mère et gain de poids pendant la grossesse. Dans : *Ce que disent les mères : l'Enquête canadienne sur l'expérience de la maternité*. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2009:77-81.

18. The Lancet. Urgently needed: a framework convention for obesity control. *Lancet.* 2011;378(9793):741. doi: 10.1016/S0140-6736(11)61356-1.
19. Schieve LA, Perry GS, Cogswell ME, et al. Validity of self-reported pregnancy delivery weight: an analysis of the 1988 National Maternal and Infant Health Survey. *Am J Epidemiol.* 1999;150(9):947-956.
20. Bodnar LM, Siega-Riz AM, Simhan HN, Diesel JC, Abrams B. The impact of exposure misclassification on associations between prepregnancy BMI and adverse pregnancy outcomes. *Obesity.* 2010;18:2184-2190. doi: 10.1038/oby.2010.25.
21. Keith SW, Fontaine KR, Pajewski NM, Mehta T, Allison DB. Use of self-reported height and weight biases the body mass index-mortality association. *Int J Obes.* 2011;35(3):401-408. doi: 10.1038/ijo.2010.148.
22. Shields M, Gorber SC et MS Tremblay. Effets des mesures sur l'obésité et la morbidité. Rapports sur la santé, 2008;19(2):77-84.
23. Ellert U, Brettschneider AM, Wiegand S, Kurth BM. Applying a correction procedure to the prevalence estimates of overweight and obesity in the German part of the HBSC study. *BMC Res Notes.* 2014;7:181. doi: 10.1186/1756-0500-7-181.
24. Visscher TL, Viet AL, Kroesbergen IH, Seidell JC. Underreporting of BMI in adults and its effect on obesity prevalence estimations in the period 1998 to 2001. *Obesity.* 2006;14(11):2054-2063. doi: 10.1038/oby.2006.240.
25. Ezzati M, Martin H, Skjold S, Vander Hoorn S, Murray CJ. Trends in national and state-level obesity in the USA after correction for self-report bias: analysis of health surveys. *J R Soc Med.* 2006;99(5):250-257. doi: 10.1258/jrsm.99.5.250.
26. Yu SM, Nagey DA. Validity of self-reported pregravid weight. *Ann Epidemiol.* 1992;2(5):715-721. doi: 10.1016/1047-2797(92)90016-j.
27. Shields M, Connor Gorber SC et MS Tremblay. Estimations de l'obésité fondée sur des mesures autodéclarées et sur des mesures directes. Rapports sur la santé. 2008;19(2):61-76.

DEMANDE OUVERTE DE SOUMISSIONS

RELEVÉ DES MALADIES TRANSMISSIBLES AU CANADA

En 2015, nous avons publié des articles d'auteurs provenant de la majorité des provinces et des territoires.

Nous vous invitons à soumettre des articles contenant des renseignements qui font autorité sur les maladies infectieuses, qui éclaireront les politiques, les programmes et les pratiques.

Visitez : www.phac-aspc.gc.ca/publicat/ccdr-rmtc/ia-ra-fra.php



Agence de la santé
publique du Canada

Public Health
Agency of Canada

Canada