

Lien entre les soins prénataux et le faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance : une étude écologique au Québec (Canada)

N. Savard, Ph. D. (1); P. Levallois, M.D. (2, 3); L. P. Rivest, Ph. D. (4); S. Gingras, M. Sc. (5)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction : Au Québec, les femmes vivant avec un faible revenu reçoivent un certain nombre de visites de soins prénataux supplémentaires, en fonction de leur lieu de résidence, dans le cadre d'un programme à multiples composantes et d'un programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires. Nous avons examiné si l'augmentation du nombre de visites réduisait le risque de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance (poids inférieur au 10^e percentile sur l'échelle canadienne).

Méthodologie : Pour cette étude écologique, nous avons sélectionné les naissances dans le registre des événements démographiques du Québec entre 2006 et 2008 (n = 156 404; 134 secteurs). Les caractéristiques individuelles ont été extraites du registre des naissances alors que les portraits de la population générale ont été déduits de données sur l'intervention à multiples composantes et du programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires, ainsi que des recensements canadiens et des Enquêtes sur la santé dans les collectivités canadiennes. Ont été considérées comme admissibles aux programmes les mères sans diplôme d'études secondaires. Les modèles de régression logistique multiniveaux ont été ajustés à l'aide d'équations d'estimation généralisées pour tenir compte de la corrélation entre les individus vivant sur un même territoire. Les principaux facteurs confusionnels potentiels étaient la sédentarité et le tabagisme. Les rapports de cotes (RC) ont été ajustés en fonction de l'âge, de l'état matrimonial et de la parité de la mère ainsi que de la couverture du programme et du revenu moyen dans le secteur.

Résultats : Les mères admissibles aux programmes se sont révélées plus à risque de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance que les autres mères (RC = 1,40; intervalle de confiance [IC] à 95 % : 1,30 à 1,51). De plus, les secteurs offrant un plus grand nombre de visites aux mères admissibles (4 à 6 visites dans le cadre du programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires) semblent mieux réussir à réduire la fréquence du faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance que ceux offrant soit 1 ou 2 visites, soit 3 visites (RC = 0,86; IC à 95 % : 0,75 à 0,99).

Conclusion : Il est nécessaire de conduire des études supplémentaires pour valider qu'une augmentation du nombre d'interventions en soins prénataux réduit le risque de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance au sein de différentes populations et pour en évaluer d'autres avantages potentiels pour les enfants.

Mots-clés: poids à la naissance, âge gestationnel, santé reproductive, intervention, comportement de santé

Points saillants

- Il s'agit de la première étude par observation de la population du Québec – et l'une des seules dans le monde – qui explore les avantages des interventions prénatales en fonction du gradient de l'intensité des soins offerts.
- Au Québec, toutes les femmes enceintes reçoivent des soins prénataux. Les femmes vivant avec un faible revenu reçoivent des soins supplémentaires par l'entremise d'un programme à multiples composantes et d'un programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires.
- Les mères admissibles au programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires présentent un risque plus élevé de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel que les autres mères.
- Les interventions en soins prénataux offertes aux femmes vivant avec un faible revenu sont associées à un risque moins élevé de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance.
- De plus, les auteurs ont observé un renforcement de l'association avec l'augmentation du nombre d'interventions.

Rattachement des auteurs :

1. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, Québec (Québec), Canada
2. Département de médecine sociale et préventive, Université Laval, Québec (Québec), Canada
3. Santé environnementale et toxicologie, Institut national de santé publique du Québec, Québec (Québec), Canada
4. Département de mathématique et statistiques, Université Laval, Québec (Québec), Canada
5. Vice-présidence aux affaires scientifiques, Institut national de santé publique du Québec, Québec (Québec), Canada

Correspondance: Nathalie Savard, Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, 1075, chemin Ste-Foy, Québec (Québec) G1S 2M1; tél. : 418-266-6626; courriel: nathalie.savard.8@ulaval.ca

Introduction

Le faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance est un indicateur de développement fœtal¹ qui tient compte du poids fœtal et de la durée de la gestation². Le faible poids pour l'âge gestationnel est associé à des décès néonatal et aux maladies chroniques^{2,3}. Les déterminants de ce résultat sont un âge maternel avancé, une maladie chronique de la mère, la race/l'ethnicité, la primiparité, l'état nutritionnel et les caractéristiques liées au mode de vie comme le tabagisme, la consommation de drogue et l'activité physique ou la charge de travail².

Il n'a pas encore été établi de façon concluante que la participation aux programmes de soins prénataux à multiples composantes diminuait le risque de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance, même parmi les femmes à risque élevé⁴⁻⁸. Cependant, la participation aux programmes à multiples composantes durant la grossesse est susceptible d'améliorer les comportements parentaux et l'utilisation de ressources communautaires^{5,9}. De plus, la réduction du tabagisme – faisant habituellement partie des programmes à multiples composantes – est associée à une diminution des risques de faible poids à la naissance et de naissance prématurée¹⁰.

D'après les essais cliniques randomisés (ECR), consommer des suppléments dont le contenu en énergie et en protéines est équilibré semble réduire l'occurrence de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance¹¹. Cependant, il demeure moins clair que ces résultats puissent être extrapolés à l'ensemble de la population dans un contexte réel¹²⁻¹⁴. En réalité, cette relation peut être influencée par l'investissement des chercheurs dans l'intervention, et les femmes participant à de telles études peuvent être davantage prédisposées à modifier leur comportement¹²⁻¹⁴. Une étude par observation pourrait être

utilisée pour mieux comprendre les interventions en soins prénataux, en ajustant cependant ses résultats pour tenir compte des facteurs confusionnels comme l'âge, la pauvreté et la disponibilité des soins, parce que ce type d'étude ne possède pas intrinsèquement de processus de randomisation capable de contrôler ces facteurs^{4,15}.

Au Québec, les soins prénataux sont fournis par les médecins et le soutien supplémentaire par les infirmières, les travailleurs sociaux et les nutritionnistes, dans le cadre du programme intégré de soins à composantes multiples pour les services en périnatalité et pour la petite enfance (SIPPE)¹⁶ comme dans le cadre du programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires OLO (Œufs lait oranges)^{17,18} (renseignements supplémentaires fournis sur demande). Les visites à domicile dans le cadre du programme à composantes multiples sont basées sur l'autonomisation, le soutien émotionnel et l'éducation, afin d'améliorer les habitudes alimentaires et réduire la sédentarité, le tabagisme et la consommation d'alcool et de drogues douces^{16,*}.

Ces deux programmes font partie des soins de base pour les femmes présentant un risque élevé de complications de la grossesse du fait de leur jeunesse ou de leur faible revenu^{16,17}. Les participantes sont aiguillées vers des soins supplémentaires la plupart du temps par l'entremise de leur clinique prénatale, de leur clinique médicale ou de leur Centre local de services communautaires (CLSC) quoique certaines communiquent d'elles-mêmes avec leur centre de santé communautaire local pour signaler leur besoin d'une intervention¹⁷. Ce sont les CLSC qui gèrent ces programmes.

D'après les ECR, les interventions à composantes multiples sont efficaces pour améliorer l'alimentation maternelle, le soutien émotionnel et la santé

mentale¹⁶. L'intensité des interventions (nombre de visites) et la couverture du programme (proportion de mères à risque élevé recevant une intervention efficace) ont été ciblées comme importants lors de l'évaluation des interventions¹⁹. Cependant, on ne sait toujours pas si l'intensité de l'intervention à multiples composantes ou la promotion de la consommation de suppléments alimentaires contribuent à la diminuer la fréquence de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance^{20,21}.

Nous avons posé l'hypothèse que l'augmentation du nombre de visites réduisait le risque de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance. Pour la vérifier, nous avons examiné si le nombre moyen de visites prénatales supplémentaires dans les diverses aires de résidence du Québec (Canada) avait une association dose-effet avec le faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance.

Méthodologie

Population étudiée et contexte

Il s'agit d'une étude par observation (avec conception analytique écologique à groupes multiples) portant sur les 156 404 naissances vivantes uniques enregistrées dans le Registre des événements démographiques du Québec entre avril 2006 et mars 2008²². Les lieux de résidence des participantes ont été définis à partir des données tirées des interventions en soutien prénatal (à savoir 134 CLSC), les recensements canadiens de 2001 et de 2006 et les Enquêtes sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2001, 2003, 2005, 2007 et 2008²³. Ces années ont été choisies pour dresser un portrait du contexte avant et pendant la grossesse.

Le Registre des événements démographiques du Québec recueille de l'information

*Les intervenantes des programmes de soins à multiples composantes sont principalement des infirmières. Elles évaluent d'abord si les besoins primaires de la famille sont satisfaits, en accordant une attention spéciale à l'alimentation, au logement et à la sécurité de chaque membre de la famille. Si des problèmes comme la violence ou l'abus de drogues sont présents, une aide supplémentaire est fournie. Les infirmières informent également les familles au sujet des activités communautaires pouvant leur être utiles¹⁵. Des coupons donnant droit à des œufs, à un litre de lait 3,25 %, à 125 ml de jus d'orange et à des suppléments de multivitamines et minéraux sont remis aux femmes à faible revenu. Une infirmière ou une nutritionniste rend également visite aux femmes dans le cadre de ce programme et d'autres professionnels interviennent au besoin¹⁶.

TABLEAU 1
Sources des données et variables se rapportant aux naissances au Québec, 2006 à 2008

Données	Variables
<i>Variables explicatives</i>	
Niveau du CLSC Données sur le soutien prénatal, MSSS	Intensité des interventions: <ul style="list-style-type: none"> ● Mère non admissible ● Mère admissible aux deux programmes^a Nombre moyen d'interventions alimentaires par femme admissible: <ul style="list-style-type: none"> ○ Le plus faible, soit 1 à 2 visites dans le cadre du programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires ○ Moyen, soit 3 visites ○ Le plus élevé, soit 4 à 6 visites
<i>Facteurs confusionnels potentiels</i>	
Niveau individuel Registre des événements démographiques, MSSS ^b	Pays de naissance de la mère Situation familiale Parité Niveau de scolarité
Niveau du CLSC Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Statistique Canada ^c	Pourcentage de résidents ayant vécu de l'insécurité alimentaire au cours des 12 derniers mois ^d Pourcentage de résidents ayant eu un comportement sédentaire au cours des 3 derniers mois ^d Pourcentage de résidents ayant un soutien social tangible selon la sous-échelle de la Medical Outcome Study ^d Pourcentage de résidents qui fument des cigarettes chaque jour ^d
Recensement canadien, Statistique Canada ^e	Présence de zones urbaines au sein du CLSC (zone exclusivement urbaine; exclusivement rurale; urbaine et rurale) Revenu moyen
Niveau individuel Registre des événements démographiques, MSSS	Âge de la mère, en années (moins de 20; 20 à 24; 25 à 29; 30 à 34; 35 et plus)
Niveau du CLSC Données sur le soutien prénatal, MSSS ^e	Couverture des programmes ^f (pourcentage de la population cible bénéficiant d'une intervention alimentaire)

Abréviations : CLSC, Centres locaux de services communautaires; MSSS, Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

^a La mère a moins de 11 ans de scolarité.

^b Avril 2006 à mars 2008.

^c Les cycles d'enquête ont été réunis (2000 à 2001, 2003, 2005, 2007 à 2008).

^d Valeur calculée pour 12 ans et plus. Exclut les effets du cycle d'enquête et de la méthodologie de collecte de données.

^e 2001 et 2006.

^f Cette variable a été intégrée dans la définition de l'« intensité de l'intervention ».

sur chaque naissance vivante et sur chaque mère (poids à la naissance, âge gestationnel, âge et diplôme de la mère, code postal). Entre 2006 et 2008, 8,1 % (intervalle de confiance [IC] à 99 % : 8,1 à 8,3) des bébés nés au Québec avaient un faible poids pour l'âge gestationnel, cette proportion ayant grimpé à 8,6 % (IC à 99 % : 8,4 à 8,7) entre 2009 et 2011²⁴.

On trouve les données sur les interventions de soutien prénatal disponibles au niveau des CLSC (nombre d'interventions faites par le CLSC par année) dans le système « Info-CLSC »²⁵. Les CLSC sont de taille variée (population moyenne : 46 727;

nombre moyen de naissances par année : 389).

Les recensements canadiens de 2001 et de 2006 incluent des données sur le revenu moyen ainsi que des renseignements sur le caractère urbain ou rural des zones du secteur. Les portraits des CLSC ont été dressés par la fusion des données des secteurs selon le nombre de résidents. Les aires des secteurs de recensement ont été jumelées par code postal aux aires des CLSC en fusionnant le fichier fédéral « Fichier de conversion des codes postaux plus » (aire de diffusion et code postal) au fichier sur la géographie de la santé du

Québec « Référentiel territorial M34 » (code postal et territoire du CLSC).

L'ESCC offre de l'information sur l'insécurité alimentaire, le tabagisme, le comportement sédentaire et le faible soutien social. Les données sur les résidents du Québec des différents cycles (2001, 2003, 2005, 2007 et 2008) ont été fusionnées et les valeurs de proportion du CLSC ont été obtenues à l'aide des 100 832 réponses de l'ESCC.

Les portraits des CLSC de la population générale ont été associés aux variables des mères à l'aide des codes postaux²⁴.

Si un code postal ne correspondait pas exactement à une limite du CLSC (ce qui s'est produit pour moins de 3 % des codes), il a été associé au territoire du CLSC comprenant la majorité des résidents. Le tableau 1 présente les données au niveau individuel et les variables au niveau des CLSC.

Les naissances survenues à moins de 22 semaines d'âge gestationnel ou à plus de 43 semaines d'âge gestationnel ont été exclues, de même que celles associées à un poids invraisemblable pour l'âge (selon un critère recommandé par Alexander et collab.²⁶), celles dont l'information relative aux variables confusionnelles était manquante au niveau du CLSC (naissances dans les CLSC des régions du Nord-du-Québec, des Terres-Cries-de-la-Baie-James et du Nunavik) ainsi que celles dont les données sur les soins prénataux étaient manquantes.

Variables

Résultats

Le résultat principal est un faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance (poids en dessous du 10^e percentile de l'échelle de référence canadienne)¹. La population des « naissances à terme seulement » a été utilisée pour les analyses de sensibilité (les naissances ont été catégorisées comme étant à terme à l'aide du registre des événements démographiques).

Exposition

Autant le programme à multiples composantes que le programme d'intervention alimentaire ciblaient les femmes dans le besoin. Les mères ciblées par le programme comprenant des suppléments alimentaires avaient un revenu familial sous le seuil de faible revenu canadien[†]. Celles ciblées par les interventions à multiples composantes étaient âgées de moins de 20 ans à la date estimée de la naissance, ne possédaient pas de diplôme

d'études secondaires ou avaient un revenu familial faible^{16,18}.

Les mères sans diplôme d'études secondaires ont été considérées comme admissibles tant au programme à multiples composantes qu'au programme d'intervention alimentaire, étant donné que cette population a le revenu le plus faible (en moyenne, en 2009, les femmes ayant un diplôme d'études secondaires ou moins gagnaient 20 400 \$ par année, celles ayant un diplôme d'études collégiales gagnaient 30 300 \$ et celles ayant un diplôme universitaire gagnaient 48 400 \$²⁷). Nous avons utilisé une définition plus stricte des critères d'admissibilité (mères âgées de moins de 20 ans et ne possédant pas de diplôme d'études secondaires) pour les analyses de sensibilité, car les femmes plus jeunes sont davantage susceptibles d'avoir un revenu familial faible²⁸.

L'intensité de l'intervention reçue par les femmes admissibles au programme à multiples composantes ou au programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires a constitué une variable au niveau du secteur. Elle n'a pas été mesurée directement pour chaque femme ni basée sur le fait de bénéficier ou non de l'intervention, mais plutôt sur le fait que les mères *pouvaient* bénéficier ou non de l'intervention, ce qui correspondait au nombre moyen de visites par les intervenants du programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires par femme admissible vivant sur le territoire du CLSC (ces femmes recevaient également entre 2 et 8 visites dans le cadre du programme à multiples composantes). Le nombre de visites dans le cadre du programme d'intervention alimentaire a été catégorisé en tertiles (inférieur : 1 à 2 visites; moyen : 3 visites; supérieur : 4 à 6 visites). On a attribué aux mères non admissibles une intensité d'exposition nulle, et elles ont été incluses dans la catégorie « non admissible pour le programme, référence » (tableau 1).

Facteurs confusionnels potentiels

Les facteurs confusionnels potentiels sont l'admissibilité au programme et les caractéristiques maternelles individuelles (âge, pays de naissance, situation familiale, niveau de scolarité et parité) au niveau individuel et la couverture du programme ainsi que les variables décrivant les résidents des territoires du CLSC au niveau des CLSC.

Les CLSC ont défini l'admissibilité au programme et la couverture du programme comme suit : les mères sans diplôme d'études secondaires ont été considérées comme admissibles au programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires et au programme à multiples composantes. Cette variable a été intégrée à la définition de l'« intensité de l'intervention ». La couverture du programme a été mesurée par la proportion de mères admissibles bénéficiant d'une intervention sur le territoire du CLSC. Une échelle catégorielle a été utilisée pour des analyses univariées (« non admissible », tertiles « inférieur », « moyen » et « supérieur »).

Les autres caractéristiques des portraits des CLSC étaient la proportion de zones urbaines sur le territoire de chaque CLSC (« zones urbaines, référence », « zones rurales » et « zones urbaines et rurales »); le revenu moyen (« plus faible », « moyen » et « plus élevé, référence »), la proportion de résidents présentant les facteurs de risque suivants : insécurité alimentaire, comportement sédentaire, faible soutien social tangible et consommation de tabac quotidienne (tertiles « plus faible, référence », « moyen » et « plus élevé »).

Source des données

Les mères et leur bébé avaient été inscrits dans le Registre des événements démographiques par le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (avril 2006 à

[†] Les seuils de faible revenu constituent les limites de revenu en deçà desquels une famille est susceptible de consacrer une part plus importante de son revenu à l'achat de biens nécessaires comme la nourriture, le logement et l'habillement qu'une famille moyenne. Cette approche estime pour l'essentiel un seuil de revenu à partir duquel on s'attend à ce que les familles dépensent 20 points de plus que la famille moyenne pour l'alimentation, le logement et l'habillement et on utilise cette valeur dans la mesure où l'on considère qu'une famille qui dépense 20 points de pourcentage de plus que la moyenne se trouve dans une « situation difficile ».

mars 2008). Leur CLSC a été caractérisé par le même ensemble de données sur les interventions de soutien prénatal, par les données des recensements canadiens de Statistique Canada (2001 et 2006) et par l'ESCC de Statistique Canada (les fichiers de 2001, 2003, 2005, 2007 et 2008 ont été combinés pour obtenir un nombre raisonnable de répondants par CLSC)²². Les portraits des CLSC ont été jumelés aux variables maternelles à l'aide des codes postaux, comme cela a été décrit ailleurs²⁴. Le tableau 1 présente les informations supplémentaires se rapportant aux variables utilisées.

Analyse statistique

Toutes les données ont une structure multiniveaux, le premier niveau étant celui de la mère et le second étant celui du centre de santé communautaire local²⁹. Les modèles de régression logistique multiniveaux ont été ajustés à l'aide d'équations d'estimation généralisée (EEG) pour

tenir compte de la corrélation entre les individus sur le territoire d'un même CLSC. (La méthode d'EEG fournit des estimations de rapports de cotes [RC] cohérentes pour la population même si la corrélation entre les mères du même CLSC est inconnue.) Nous avons utilisé des structures de corrélation à fonctionnement indépendant tout au long des analyses univariées et multivariées et nous avons obtenu des estimations d'erreurs types empiriques solides³⁰.

Les modèles de régression logistique univariés ont été ajustés pour chacun des facteurs confusionnels potentiels ainsi que pour l'exposition (variable dépendante : faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance). Les modèles multivariés ont été ajustés pour l'exposition. Un modèle complet a d'abord été ajusté pour chacun des facteurs confusionnels potentiels présentés au tableau 2, puis les facteurs confusionnels modifiant l'estimation de l'effet de l'exposition de moins de 5 % ont été retranchés un par un (approche de

modification de l'estimation^{31,32}), ce qui a conduit au modèle ajusté final.

Les analyses de sensibilité ont été les suivantes : régressions sur le faible poids pour l'âge gestationnel pour l'intensité en utilisant seulement les naissances à terme (âge gestationnel entre 37 et 40 semaines inclusivement) et régressions sur le faible poids pour l'âge gestationnel pour l'intensité en utilisant la définition plus stricte de l'admissibilité aux programmes (mères âgées de moins de 20 ans sans diplôme d'études secondaires). Les deux analyses ont été ajustées en fonction des facteurs confusionnels intégrés au modèle final.

Les analyses ont été menées à l'aide du logiciel SAS version 9.2 (procédures GENMOD et REG). Les résultats ont été considérés comme statistiquement significatifs à $p < 0,05$.

La Commission d'accès à l'information du Québec et le Comité d'éthique de l'Uni-

TABLEAU 2

Rapports de cote non ajustés de l'incidence du faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance, 156 404 naissances, 2006 à 2008, Québec (Canada)

Variable de niveau individuel du Registre des événements démographiques	Nombre et proportion de naissances vivantes (n, %)	Proportion de bébés de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance (en %)	RC brut (IC à 95 %)	Valeur p
Âge de la mère (ans)				< 0,01
Moins de 20	4049 (2,6)	11,6	1,46 (1,32 à 1,61)	
20 à 24	23 767 (15,2)	10,0	1,23 (1,17 à 1,29)	
25 à 29 (catégorie de référence)	56 170 (35,9)	8,3	1,00	
30 à 34	48 981 (31,3)	7,4	0,88 (0,85 à 0,92)	
35 et plus	23 437 (15,0)	8,2	0,99 (0,93 à 1,05)	
Niveau de scolarité				< 0,01
Inférieur aux études secondaires	10 742 (6,9)	11,1	1,56 (1,44 à 1,69)	
Diplôme d'études secondaires	46 660 (29,8)	9,5	1,31 (1,26 à 1,37)	
Diplôme d'études collégiales	44 048 (28,2)	7,5	1,02 (0,98 à 1,06)	
Université (catégorie de référence)	54 954 (35,1)	7,4	1,00	
Pays de naissance de la mère				
Autre	31 350 (20,0)	9,4	1,18 (1,09 à 1,29)	
Canada (catégorie de référence)	125 054 (80,0)	8,1	1,00	
Parité				
Primipare	72 792 (53,5)	10,8	1,82 (1,75 à 1,89)	
Multipare (catégorie de référence)	83 612 (46,5)	6,2	1,00	
Situation familiale				
Mariée (catégorie de référence)	59 038 (37,8)	7,7	1,00	
Non mariée	97 366 (62,3)	8,7	1,14 (1,06 à 1,23)	

Abréviations : CLSC, Centres locaux de services communautaires; IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes.

versité Laval ont approuvé ce projet de recherche.

Résultats

Participants

Au total, 156 404 naissances uniques (associées à 134 CLSC) ont été incluses. La plupart des mères avaient entre 25 et 29 ans, possédaient un diplôme universitaire, étaient nées au Canada, étaient primipares et n'étaient pas mariées (ni mariées ni en union de fait) (tableau 2). Au total, 11,1 % des 10 742 naissances admissibles et 8,1 % des naissances non admissibles ont été associées à un faible poids pour l'âge gestationnel (renseignements supplémentaires sur la couverture du programme disponibles sur demande).

Analyses de régression univariée

Les mères de moins de 20 ans (RC = 1,46; IC à 95 % : 1,32 à 1,61) et de 20 à 24 ans (RC = 1,23; IC à 95 % : 1,17 à 1,29) ont obtenu des quotients de probabilité non ajustés de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel plus élevés et les mères de 30 à 34 ans ont présenté un risque moins élevé (RC = 0,88; IC à 95 % : 0,85 à 0,92) par rapport aux mères de 25 à 29 ans (catégorie de référence). Les mères sans diplôme d'études secondaires (RC = 1,31; IC à 95 % : 1,26 à 1,37) et celles possédant un diplôme d'études secondaires (RC = 1,56; IC à 95 % : 1,44 à 1,69) ont obtenu des quotients de probabilité de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel plus élevés que les mères possédant un diplôme universitaire. Les mères nées à l'extérieur du Canada (RC = 1,18; IC à 95 % : 1,09 à 1,29), les mères primipares (RC = 1,82; IC à 95 % : 1,75 à 1,89) et les mères non mariées (RC = 1,14; IC à 95 % : 1,06 à 1,23) ont également obtenu des quotients de probabilité de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel plus élevés que les mères des catégories de référence.

Les mères dont le CLSC avait une proportion moyenne (RC = 1,10; IC à 95 % :

1,00 à 1,21) ou élevée (RC = 1,19; IC à 95 % : 1,10 à 1,28) de résidents vivant dans l'insécurité alimentaire, une proportion élevée de résidents sédentaires (RC = 1,16; IC à 95 % : 1,06 à 1,27) et une proportion élevée de résidents fumant des cigarettes (RC = 1,10; IC à 95 % : 1,01 à 1,21) ont obtenu des quotients de probabilité de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel plus élevés que les mères dont le CLSC avait de faibles proportions pour ces variables. Les mères dont le CLSC avait le revenu moyen le plus faible ont obtenu des quotients de probabilité de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel plus élevés que les mères dont le CLSC avait le revenu moyen le plus élevé (RC = 1,18; IC à 95 % : 1,09 à 1,28). Enfin, les mères dont le CLSC possédait à la fois des zones urbaines et des zones rurales ont obtenu des quotients de probabilité de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel moins élevés que les mères dont le CLSC était entièrement en milieu rural (RC = 0,92; IC à 95 % : 0,84 à 1,00) (tableau 3).

Les estimations des RC bruts liés à la régression de l'intensité indiquent que les mères admissibles de l'une des catégories « inférieure : 1 à 2 visites », « moyenne : 3 visites » et « supérieure : 4 à 6 visites » dans le cadre du programme d'intervention alimentaire présentaient un risque plus élevé de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel que les mères non admissibles (RC = 1,40; IC à 95 % : 1,30 à 1,51; données non présentées).

Analyses de régression multivariée

Les résultats des RC bruts et ajustés de faible poids pour l'âge gestationnel sont présentés dans le tableau 4. Le modèle ajusté final sur l'intensité tient compte de l'âge, de la parité et de la situation familiale de la mère ainsi que de la couverture du programme et du revenu moyen associés au CLSC. Les femmes admissibles tant au programme à multiples composantes qu'au programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires de tous les groupes

d'intensité ont obtenu un quotient de probabilité ajusté de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel plus élevé que les femmes non admissibles (RC = 1,40; IC à 95 % : 1,30 à 1,51; données non présentées). De plus, l'association avec une intensité accrue des interventions s'est révélée atténuée : les femmes admissibles vivant sur un territoire offrant des interventions d'intensité élevée (4 à 6 visites d'intervention comprenant des suppléments alimentaires par femme admissible) avaient un risque plus faible de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel que les femmes vivant sur un territoire offrant des interventions d'intensité faible ou moyenne (1 à 2 ou 3 visites par femme admissible) (RC = 0,86; IC à 95 % : 0,75 à 0,99; données non présentées). Les estimations des modèles complets sont similaires à celles des modèles ajustés (données non présentées).

Nos analyses de sensibilité corroborent nos principaux résultats. Après ajustement des modèles finaux aux naissances à terme seulement, les mères admissibles aux programmes avaient un risque plus élevé de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel que les mères non admissibles (RC : 1,43; IC à 95 % : 1,32 à 1,55; données non présentées), tandis que l'exposition élevée a été associée à un risque plus faible que l'exposition faible ou moyenne (RC = 0,90; IC à 95 % : 0,78 à 1,05; données non présentées) de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel. Les résultats finaux associés aux données avec une définition plus stricte de l'admissibilité aux interventions se sont également révélés similaires. Les mères admissibles avaient un risque plus élevé de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel que les mères non admissibles (soit 147 156) (RC = 1,48; IC à 95 % : 1,36 à 1,60; données non présentées). Le nombre de mères admissibles (9 248) s'est révélé moindre lorsque cette définition a été utilisée plutôt que celle basée sur le niveau de scolarité seulement (10 742 mères admissibles). Les résultats finaux étaient similaires mais non significatifs (RC = 0,89; IC à 95 % : 0,76 à 1,04; données non présentées).

TABEAU 3
Rapports de cote non ajustés de l'incidence du faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance, 156 404 naissances, 2006 à 2008, Québec (Canada)

Niveau du CLSC par tertile ^a	Naissances vivantes (n, %)	Proportion de bébés de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance (%)	RC brut (IC à 95 %)	Valeur p
Proportion de la population cible bénéficiant d'une intervention alimentaire ^b				< 0,01
Mère non admissible (catégorie de référence)	145 662 (93,1)	8,1	1,00	
Plus faible	0,0 à 100,0	4607 (3,0)	11,3	1,44 (1,28 à 1,61)
Moyenne	100,0 à 200,0	3680 (2,4)	10,9	1,38 (1,25 à 1,52)
Plus élevée	200,0 à 700,0	2455 (1,6)	11,3	1,44 (1,28 à 1,61)
Proportion de résidents du CLSC vivant dans l'insécurité alimentaire (%) ^c				< 0,01
Plus faible (catégorie de référence)	4,0 à 10,5	52 260 (33,4)	7,7	1,00
Moyenne	10,6 à 15,1	57 488 (36,7)	8,4	1,10 (1,00 ^d à 1,21)
Plus élevée	15,2 à 36,4	46 656 (29,8)	9,0	1,19 (1,10 à 1,28)
Proportion de résidents sédentaires (%) ^c				
Plus faible (catégorie de référence)	1,7 à 9,9	50 076 (32,0)	7,8	1,00
Moyenne	9,9 à 14,4	48 360 (30,9)	8,2	1,06 (0,98 à 1,15)
Plus élevée	14,4 à 31,0	57 968 (37,1)	8,9	1,16 (1,06 à 1,27)
Proportion de résidents ayant un soutien social tangible faible (%) ^c				0,06
Plus faible (catégorie de référence)	12,1 à 37,8	38 421 (24,6)	8,0	1,00
Moyenne	37,8 à 47,2	65 141 (41,7)	8,8	1,11 (1,02 à 1,20)
Plus élevée	47,2 à 69,9	52 842 (33,8)	8,1	1,01 (0,93 à 1,10)
Proportion de résidents fumant des cigarettes chaque jour (%) ^c				0,04
Plus faible (catégorie de référence)	8,1 à 20,8	64 511 (41,3)	8,1	1,00
Moyenne	20,8 à 25,9	51 439 (32,9)	8,2	1,02 (0,93 à 1,11)
Plus élevée	25,9 à 39,4	40 454 (25,9)	8,9	1,10 (1,01 à 1,21)
Revenu moyen ^c				< 0,01
Plus faible	16 144 \$ à 25 268 \$	25 964 (16,6)	8,0	1,18 (1,09 à 1,28)
Moyen	25 268 \$ à 28 797 \$	53 052 (33,9)	8,3	1,04 (0,96 à 1,12)
Plus élevé (catégorie de référence)	28 797 \$ à 47 610 \$	77 388 (49,5)	9,3	1,00
Présence de zones urbaines et rurales sur le territoire du CLSC ^c				0,05
Rurales	32 246 (20,6)	8,3	1,00	
Urbaines et rurales	35 346 (22,6)	7,7	0,92 (0,84 à 1,00 ^e)	
Urbaines	88 812 (56,8)	8,6	1,03 (0,96 à 1,11)	

Abbreviations : CLSC, Centres locaux de services communautaires; IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes.

^a Les variables au niveau du CLSC ont été jumelées aux données sur la naissance par les codes postaux.

^b 3 % des naissances étaient dans le tertile inférieur (0 % à 100 %) avec des mères ayant reçu 1 à 2 visites dans le cadre du programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires, 4 % étaient dans le tertile moyen (100 % à 200 %) avec des mères ayant reçu 3 visites, et 4 % étaient dans le tertile supérieur (200 % à 700 %) avec des mères ayant reçu 4 à 6 visites. Plus de 57 % des mères admissibles étaient rattachées à un CLSC dont le taux d'accès à l'intervention alimentaire était égal ou supérieur à 100 %. Ces femmes avaient également accès à l'intervention à multiples composantes.

^c Les territoires de 134 CLSC ont été inclus.

^d Valeur > 1,00.

^e Valeur < 1,00.

Analyse

Il s'agit de la première étude par observation de la population du Québec – et l'une des seules dans le monde – qui explore les avantages des interventions prénatales en fonction du gradient de l'intensité des soins offerts. Nous avons découvert que

les mères vivant au Québec et admissibles à des programmes de soins prénataux supplémentaires courent un risque plus élevé de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel que celles qui n'y sont pas admissibles, et que les interventions en soins prénataux offertes aux femmes vivant avec un faible

revenu sont associées à un risque moins élevé de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance. De plus, nous avons observé un renforcement de l'association avec l'augmentation de l'intensité des interventions. Cependant, les interventions ne compensent pas tous les effets associés

TABLEAU 4

Association de l'intensité de l'intervention au faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance, 156 404 naissances, 2006 à 2008, Québec (Canada)

Intervention (niveau des CLSC) ^a	Naissances (n, %)	Proportion de bébés de faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance (%)	Association de l'intensité de l'intervention	
			RC brut (IC à 95 %)	RC ajusté ^b (IC à 95 %)
Mère non admissible ^c	145 662 (93,1)	8,1	1,00	1,00
Tertile le plus faible (1 à 2 visites)	3 611 (2,3)	11,7	1,50 (1,33 à 1,69)	1,49 (1,32 à 1,69)
Tertile moyen (3 visites)	4 233 (2,7)	11,3	1,44 (1,30 à 1,60)	1,46 (1,32 à 1,61)
Tertile le plus élevé (4 à 6 visites)	2 898 (1,9)	10,2	1,29 (1,13 à 1,46)	1,27 (1,12 à 1,44)

Abbreviations : CLSC, Centres locaux de services communautaires; IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes.

^a Le nombre de visites se mesure au niveau du secteur.

^b Les résultats tiennent compte de l'âge, de la parité et de la situation familiale de la mère ainsi que de la couverture du programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires (continu) et du revenu moyen associé au CLSC.

^c Les mères possédant un diplôme d'études secondaires sont dans la catégorie « non admissible », quoiqu'elles puissent avoir bénéficié d'une intervention alimentaire si leur revenu familial était faible.

au besoin : les mères admissibles demeurent plus à risque de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel que les mères non admissibles. Il demeure que les interventions ont un certain effet : les territoires qui offrent une intervention à intensité élevée (4 à 6 visites dans le cadre du programme d'intervention comprenant des suppléments alimentaires) réussissent mieux à réduire la fréquence des naissances avec un faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance que ceux qui offrent une intervention à intensité faible ou modérée.

Même si les résultats des ECR sur le sujet sont encourageants, les études expérimentales sur les changements alimentaires ont de nombreuses limites¹²⁻¹⁴, et seule une étude d'observation fournit la confirmation nécessaire. Notre rapport de cote associé au faible poids pour l'âge gestationnel pour l'intervention à intensité élevée comparativement à l'intervention à intensité moyenne ou basse est similaire au risque relatif (RR) à partir des ECR sur la consommation de suppléments dont le contenu en énergie et en protéines est équilibré (6 études; n = 3396; RR = 0,68; IC à 95 % : 0,56 à 0,84)¹¹.

Nos constatations par rapport aux interventions à intensité élevée comparativement à celles à intensité moyenne ou basse (CR = 0,86; IC à 95 % : 0,75 à 0,99) sont similaires à celles d'études plus contrôlées compilées dans le cadre d'un examen des études expérimentales et d'observation⁴ :

les associations avec un faible poids à la naissance se situaient à l'intérieur de la fourchette acceptable (0,80 à 0,90). Les méta-analyses internationales des ECR sur les incidences de l'intervention à multiples composantes parmi les femmes à risque élevé indiquent une amélioration similaire et non significative du faible poids à la naissance (11 études; n = 8681; RR = 0,92, IC à 95 % : 0,83 à 1,03)⁷.

Points forts et limites

Cette étude comporte plusieurs réels points forts. Elle visait l'ensemble de la population de mères et de naissances uniques au Québec, soit toutes les femmes admissibles aux programmes de soins supplémentaires. À notre connaissance, il s'agit de la première étude basée sur une population qui analyse statistiquement les différences en matière de bénéfices en se fondant sur l'admissibilité à un programme et sur le gradient de l'exposition à une intervention. De plus, il s'agit de la première enquête sur les programmes prénataux qui évalue la pertinence de tenir compte des facteurs contextuels du revenu, de l'insécurité alimentaire, du soutien social, du tabagisme et du comportement sédentaire. En outre, l'utilisation de données d'enquête externes pour intégrer de telles variables contextuelles n'avait jamais été réalisée dans le domaine de l'intervention. La compréhension des avantages d'une exposition aux programmes de soins prénataux sur l'incidence du faible poids pour l'âge gestationnel à la naissance offre un

éclairage unique permettant d'adapter les futures interventions.

Il faut néanmoins tenir compte de certaines limites lors de l'interprétation des résultats, y compris trois manières possibles de classer de façon erronée l'exposition à l'intervention. D'abord, le statut d'admissibilité a été déterminé par un indicateur (le niveau de scolarité) parce que l'information sur le revenu n'était pas disponible. De plus, ce ne sont pas nécessairement toutes les femmes admissibles qui ont profité des interventions. Ce biais ne devrait cependant n'avoir qu'une faible incidence sur les résultats puisque l'analyse de sensibilité utilisant une définition plus stricte du statut d'admissibilité a mené à des associations similaires par rapport au faible poids pour l'âge gestationnel.

Deuxièmement, nous avons supposé que le besoin en soins prénataux et que l'intensité d'utilisation au sein des territoires des CLSC sont demeurés constants au fil du temps. La plupart des femmes ont effectivement été exposées à l'intensité des soins que nous leur avons attribuée, car pour la durée de l'étude nous avons utilisé la moyenne de cette intensité.

Enfin, nous n'avons pas obtenu de données sur l'exposition à l'intervention de la part des mères qui ont déménagé. Ces classifications erronées ont entraîné des biais mineurs vers une association nulle. Les variables confusionnelles ont peut-être causé un certain biais dans l'association,

puisque certaines données personnelles comme une maladie chronique de la mère n'ont pas été pris en compte. Si davantage de femmes souffraient de maladies chroniques et étaient admissibles à une intervention dans les territoires des CLSC offrant une intervention à intensité élevée que dans les territoires offrant une intervention à faible intensité, cela entraînerait un autre biais vers un effet nul.

Il est difficile de qualifier une exposition « élevée » et de déterminer si ce niveau d'exposition est suffisant, les définitions étant susceptibles de varier d'une administration à l'autre. Néanmoins, les catégories utilisées dans cette étude sont basées sur une échelle utilisable en l'absence de connaissances sur le sujet²⁸.

En ce qui concerne les limites, les associations basées sur les données agrégées (information sur l'intensité de l'intervention basée sur les données des CLSC) sont affaiblies par le risque d'inférence écologique²². En outre, il n'a pas été possible de comparer nos résultats avec ceux liés à une occurrence de faible poids pour l'âge gestationnel avant le début des interventions au sein de cette population.

Une autre explication des résultats pourrait résider dans le fait que les CLSC offrant des interventions d'intensité élevée disposent de ressources identiques pour un nombre de femmes ciblées moins élevé. La qualité et le choix du moment des interventions pourraient donc être maximisés et leur incidence sur le faible poids pour l'âge gestationnel pourrait être améliorée.

Conclusion

D'importantes différences dans le gradient des soins suggèrent que les stratégies permettant aux femmes enceintes de bénéficier d'une exposition élevée à des interventions sont efficaces pour réduire le risque de donner naissance à un bébé de faible poids pour l'âge gestationnel. Ces résultats ont des répercussions importantes sur la poursuite des programmes déjà en place et sur l'élaboration de nouveaux programmes adaptés aux divers besoins des mères. De nombreux autres avantages sont susceptibles d'être prouvés, car augmenter le poids pour

l'âge gestationnel à la naissance ne constitue pas le seul bénéfice de ces interventions.

Même si ces résultats sont encourageants, d'autres recherches sont nécessaires sur d'autres sous-populations susceptibles de bénéficier de ces interventions. Les études à venir pourraient tirer profit de l'intégration de mesures de la qualité des interventions, d'une utilisation normalisée des soins prénataux et du soutien prénatal supplémentaire.

Conflit d'intérêts

Les auteurs déclarent ne pas être en position de conflits d'intérêts.

Financement

La préparation du manuscrit et la publication ont été financées par l'Institut national de santé publique du Québec.

Remerciements

Les auteurs remercient Gylaine Boucher et Lamia Belfarès pour leurs précieux commentaires lors des discussions au sujet de cet article.

Références

1. 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.
2. Organisation mondiale de la santé. Pour un développement optimal du fœtus : rapport d'une consultation technique. Genève (Suisse): Organisation mondiale de la santé; 2006.
3. Agence de la santé publique du Canada. Rapport sur la santé périnatale au Canada. Édition 2008. Ottawa (Ont.): Agence de la santé publique du Canada; 2008.
4. Fiscella K. Does prenatal care improve birth outcomes? A critical review. *Obstet Gynecol*. 1995;85(3):468-479.
5. Issel LM, Forrestal SG, Slaughter J, Wiencrot A, Handler A. A review of prenatal home-visiting effectiveness for improving birth outcomes. *J Obstet Gynecol Neonatal Nurs*. 2011;40(2):157-165.

6. Silveira DS, Santos IS. [Adequacy of prenatal care and birthweight: a systematic review] *Cad Saude Publica*. 2004;20(5):1160-1168.
7. Hodnett ED, Fredericks S, Weston J. Support during pregnancy for women at increased risk of low birthweight babies *Cochrane Database Syst Rev*. 2010(6):CD000198. doi: 10.1002/14651858.CD000198.pub2.
8. Stevens-Simon C, Orleans M. Low-birth-weight prevention programs: the enigma of failure. *Birth*. 1999;26(3):184-191.
9. Tough SC, Johnston DW, Siever JE et collab. Does supplementary prenatal nursing and home visitation support improve resource use in a universal health care system? A randomized controlled trial in Canada. *Birth*. 2006 Sep;33(3):183-194.
10. Lumley J, Chamberlain C, Dowswell T, Oliver S, Oakley L, Watson L. Interventions for promoting smoking cessation during pregnancy. *Cochrane Database Syst Rev*. 2009(3):CD001055. doi: 10.1002/14651858.CD001055.pub3.
11. Kramer MS, Kakuma R. Energy and protein intake in pregnancy. *Cochrane Database Syst Rev*. 2003(4):CD000032.
12. Truswell AS. Levels and kinds of evidence for public-health nutrition *Lancet*. 2001; 357(9262):1061-1062.
13. Abu-Saad K, Fraser D. Maternal nutrition and birth outcomes *Epidemiol Rev*. 2010; 32(1):5-25. doi: 10.1093/epirev/mxq001.
14. Truswell AS. Some problems with Cochrane reviews of diet and chronic disease. *Eur J Clin Nutr*. 2005; 59 Suppl 1:S150-154.
15. Alexander GR, Kotelchuck M. Assessing the role and effectiveness of prenatal care: history, challenges, and directions for future research *Public Health Rep*. 2001; 116(4):306-316.
16. Ministère de la Santé et des Services sociaux. Les services intégrés en périnatalité et pour la petite enfance à l'intention des familles vivant en contexte de vulnérabilité. Cadre de référence. Québec (Qué.): Gouvernement du Québec; 2004.
17. Belfares L, Lamontagne C. Programme OLO – Cadre de référence pour la Capitale-Nationale. Québec (Qué.): Agence de la santé et

- des services sociaux de la Capitale-Nationale, Direction régionale de santé publique; 2011.
18. Hamza O, Colin C, O'Brien HT, Duquette MP, Parisien D, Forcier Y. Interventions comprenant des suppléments alimentaires OLO – Œufs lait oranges. Montréal (Qué.): Comité scientifique de la Fondation OLO; 2003.
 19. Richard L, D'Amour D, Labadie JF et collab. La prévention et la promotion de la santé en périnatalité-enfance-jeunesse : quelles sont les problématiques et les clientèles visées par les CLSC. Revue canadienne de santé publique. 2003;94(2):109-114.
 20. Boyer G, Brodeur JM, Théorêt B et collab. Étude des effets de la phase prénatale du programme Naître égaux – Grandir en santé. Montréal (Qué.): Régie régionale de la Santé et des Services sociaux de Montréal-Centre, Direction de la santé publique; 2001.
 21. Brodeur JM, Boyer G, Séguin L et collab. Le programme québécois Naître égaux – Grandir en santé. Étude des effets sur la santé des mères et des nouveau-nés. Santé, société et solidarité. 2004(1): 119-127.
 22. Morgenstern H. Ecologic studies in epidemiology: concepts, principles, and methods. Annu Rev Public Health. 1995;16 (1):61-81.
 23. Béland Y. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie Rapports sur la santé. 2002;13(3):9-14.
 24. Savard N, Levallois P, Rivest LP, Gingras S. A study of the association between characteristics of the CLSCs and the risk of small for gestational age births among term and preterm births in Quebec, Canada. Revue canadienne de santé publique. 2012;103(2):152-157.
 25. Ministère de la Santé et des Services sociaux. Système d'information sur la clientèle et les services des CLSC. Cadre normatif [Internet]. Québec (Qué.): Gouvernement du Québec; 2009 [mise à jour avril 2015] Consultable à la page; <http://www.informa.msss.gouv.qc.ca/Details.aspx?Id=CkHRW9FnwWY=&j=7p8eWWFQyK4=>
 26. Alexander GR, Himes JH, Kaufman RB, Mor J, Kogan M. A United States national reference for fetal growth Obstet Gynecol. 1996;87(2):163-8.
 27. Institut de la statistique du Québec. Revenu d'emploi, selon le niveau de scolarité et selon le sexe, 2009 [Internet]. Québec (Qué.): Santé et services sociaux de Québec; 2012. Consultable à la page : <http://www.msss.gouv.qc.ca/statistiques/sante-bien-etre/index.php?Revenu-demploi-selon-le-niveau-de-scolarite-et-selon-le-sexe>
 28. Institut de la statistique du Québec. Taux de faible revenu, selon l'âge et selon le sexe [Internet]. Québec (Qué.): Santé et Services sociaux du Québec; 2009. Consultable à la page : <http://www.msss.gouv.qc.ca/statistiques/sante-bien-etre/index.php?Taux-de-faible-revenu-selon-lage-et-selon-le-sexe>
 29. Rothman KJ, Greenland S, Lash TL. Modern epidemiology. 3rd ed. Philadelphia (PA): Wolters Kluwer Health/Lippincott Williams and Wilkins; 2008.
 30. Hardin JW, Hilbe JM. Generalized estimating equations. Boca Raton (FL): Chapman and Hall/CRC; 2002.
 31. Greenland S. 1989. Modeling and variable selection in epidemiologic analysis. Am J Public Health. 1989;79(3):340-349.
 32. Walter S, Tiemeier H. Variable selection: current practice in epidemiological studies Eur J Epidemiol. 2009;24(12):733-736. doi: 10.1007/s10654-009-9411-2.

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