

# Garde d'enfants : répercussions sur les plans de l'excès de poids et de l'obésité chez les enfants canadiens

L. McLaren, Ph. D. (1); M. Zarrabi, Ph. D. (1); D. J. Dutton, M.A. (1); M. C. Auld, Ph. D. (2); J. C. H. Emery, Ph. D. (1, 3)

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

## Résumé

**Introduction :** Depuis quelques décennies, deux tendances marquées s'observent au Canada comme ailleurs : une hausse de la prévalence de l'excès de poids et de l'obésité chez les enfants, et une proportion à la hausse des femmes (dont les mères) sur le marché du travail et des besoins en matière de garde d'enfants. Même si une association entre la garde des enfants et leur indice de masse corporelle (IMC) est plausible et aurait une importance sur le plan des politiques, ni son existence ni sa nature n'ont été établies au Canada.

**Méthodologie :** Au moyen des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, nous avons examiné l'exposition à trois types de garde à 2-3 ans (garde par une personne non apparentée, garde par un membre de la parenté, garde dans une garderie) et sa relation avec le changement de percentile d'IMC (continu et catégorique) entre 2-3 ans et 6-7 ans, et avons tenu compte des corrélats sanitaires et socio-démographiques.

**Résultats :** La garde par une personne non apparentée était associée à une hausse du percentile d'IMC entre 2-3 ans et 6-7 ans chez les filles vivant dans un ménage à faible revenu et chez les garçons.

**Conclusion :** Vu les bienfaits potentiels d'une garde structurée de grande qualité pour toute une série de résultats de nature sanitaire et sociale et vu les effets néfastes possibles de certains types de garde non structurée relevés dans notre étude et d'autres, nos résultats font ressortir la nécessité de poursuivre les recherches concernant les répercussions de divers types de garde sur un ensemble de résultats, dont ceux liés au poids.

**Mots-clés :** *indice de masse corporelle, Canada, garde, obésité, excès de poids*

## Introduction

Depuis quelques décennies, la prévalence de l'excès de poids et de l'obésité chez les enfants connaît une hausse en Amérique du Nord, en Europe et ailleurs<sup>1,2</sup>. Au Canada, la prévalence de l'obésité a plus que doublé, passant de 3 % à 8 % entre 1978 et 2004, chez les enfants de 2 à 17 ans<sup>3</sup>, et l'on s'inquiète de plus en plus des répercussions à court et à long termes

de cette augmentation, qu'il s'agisse d'hypertension, de diabète de type 2 ou de problèmes psychosociaux<sup>4</sup>.

Au cours de la même période, une autre tendance sociétale marquée a été observée en Amérique du Nord : la proportion accrue de femmes sur le marché du travail<sup>1,5,6</sup>. Par exemple, le pourcentage de femmes sur le marché du travail en Alberta a connu une hausse constante, de

20 % à 68 % entre 1951 et 2008<sup>6</sup>. Pour l'ensemble du Canada, le pourcentage est passé de 50 % à 80 % entre 1976 et 2001<sup>7</sup>. Même si l'on dispose de peu de statistiques historiques concernant les pourcentages de mères sur le marché du travail canadien, les données sur la main-d'œuvre féminine selon l'âge<sup>7</sup> et l'état matrimonial<sup>6</sup> laissent croire à une augmentation similaire de la proportion de mères de jeunes enfants sur le marché du travail. En 2005, 76 % des mères de jeunes enfants âgés de 3 à 5 ans travaillaient à l'extérieur<sup>5</sup>. Cette situation pourrait avoir des répercussions sur les plans de l'excès de poids et de l'obésité chez les enfants<sup>8</sup> : des études menées aux États-Unis<sup>9</sup>, au Canada<sup>10,11</sup> et au Royaume-Uni<sup>12</sup> ont révélé une association positive entre l'intensité du travail maternel (nombre d'heures de travail par semaine) et la probabilité d'excès de poids ou d'obésité chez l'enfant.

Les dispositions prises pour la garde des enfants constituent l'une des façons dont le travail maternel peut avoir des répercussions sur le poids des enfants. L'augmentation du nombre de mères sur le marché du travail a eu pour effet d'augmenter les besoins de services de garde, qu'ils soient structurés (garderies) ou non (garde par un membre de la parenté), en particulier pour les enfants d'âge préscolaire. L'offre et l'utilisation des services de garde structurés versus non structurés varient d'un pays à l'autre. Par rapport à d'autres pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques, le Canada compte une proportion relativement élevée de mères de jeunes enfants qui travaillent à

## Rattachement des auteurs :

1. Department of Community Health Sciences, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada
2. Department of Economics, Université de Victoria, Victoria (Colombie-Britannique), Canada
3. Department of Economics, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada

**Correspondance :** Lindsay McLaren, Department of Community Health Sciences, University of Calgary, 3280 Hospital Dr. NW, Calgary (Alberta) T2N 4Z6; tél. : 403-210-9424; téléc. : 403-270-7307; courriel : lmclaren@ucalgary.ca

l'extérieur. Les dépenses pour les programmes axés sur les enfants et la famille par rapport à son produit intérieur brut étant faibles, les parents qui veulent obtenir des services de garde structurés le font à fort coût<sup>5,13</sup>. Ainsi, contrairement à d'autres pays (p. ex. la Suède) qui offrent des services de garderie de grande qualité subventionnés par l'État<sup>5,6</sup>, le Canada (tout comme d'autres régimes démocratiques « libéraux »\* tels que celui des É.-U.) compte davantage sur le marché pour offrir ces services. S'ensuit un grand recours à la garde non structurée<sup>5</sup>, dont la qualité peut varier considérablement. Les services de garde réglementés au Canada, à l'exception peut-être du Québec, sont rares et inaccessibles à bon nombre de familles en raison de leur coût et de leur manque de souplesse par rapport aux besoins professionnels des parents<sup>5</sup>.

Le type de garde — structurée ou non — choisi joue peut-être un rôle dans l'obésité des enfants. Le milieu de garde peut favoriser la prise de poids si, par exemple, les gardiens n'offrent pas une alimentation aussi adéquate que les parents ou autant d'occasions de faire de l'activité physique. Très peu d'études ont examiné le lien entre les types de garde et l'obésité chez les enfants. Lumeng et collab.<sup>16</sup> ont étudié la relation entre le statut à l'égard de l'excès de poids et la fréquentation d'une garderie de 3 à 5 ans dans un échantillon représentatif à l'échelle nationale d'enfants des É.-U. âgés de 6 à 12 ans (données rétrospectives fournies par les parents); ils ont observé un risque moindre d'excès de poids parmi les enfants qui avaient fréquenté une garderie de manière modérée (moins de 15 heures par semaine) comparativement à ceux qui n'avaient pas fréquenté de garderie. Maher et collab.<sup>17</sup> ont examiné la relation entre l'obésité et différents types de garde avant la maternelle dans un échantillon représentatif à l'échelle nationale d'enfants des É.-U. qui entraient à la maternelle (données rétrospectives fournies par les parents); ils ont observé que les enfants gardés par des membres de la famille, des amis ou des voisins (rémunérés ou non, au moins 10 heures par

semaine) étaient plus nombreux à être obèses que les enfants qui ne se faisaient pas garder ou se faisaient peu garder. Benjamin et collab.<sup>18</sup> ont examiné dans un échantillon d'enfants des É.-U. la relation entre l'adiposité et la garde de la naissance à 6 mois et ont constaté que la garde dans la résidence d'autrui (telle une garderie en milieu familial titulaire d'une licence ou la résidence d'un membre de la famille, d'un ami ou d'un voisin) était associée à une augmentation de l'adiposité à 1 an et 3 ans. Tant dans l'étude de Maher et collab.<sup>17</sup> que dans celle de Benjamin et collab.<sup>18</sup>, la garde dans une garderie n'était pas associée à un problème de poids. Kim et Petersen<sup>19</sup> ont observé que la garde par un membre de la parenté (mais non la garde dans une garderie ou la garde par une personne non apparentée) était associée à gain de poids plus significatif dans les 9 premiers mois de vie que l'absence de garde. Pearce et collab.<sup>20</sup> ont étudié l'association entre la garde (structurée ou non) et l'excès de poids ou l'obésité parmi les enfants de la Millennium Cohort Study du R.-U. Ils ont constaté que la garde non structurée (en particulier par les grands-parents) entre 9 mois et 3 ans était associée à un risque accru d'excès de poids ou d'obésité à 3 ans, mais seulement chez les enfants issus d'un milieu favorisé. Il n'y avait aucune association entre l'excès de poids ou l'obésité et la garde structurée (garderie, centre de la petite enfance, nounou, fille au pair). Dans un échantillon représentatif d'enfants allemands, Rapp et collab.<sup>21</sup> n'ont observé aucune association entre le type de garde préscolaire et l'indice de masse corporelle (IMC) à 4 et à 6 ans. Enfin, Gubbels et collab.<sup>22</sup> ont constaté que, dans un échantillon d'enfants de femmes néerlandaises qui participaient à une étude de cohortes prospective, la garde structurée à l'extérieur du domicile à 1 et 2 ans était positivement associée à l'IMC à 2 ans ainsi qu'à un changement d'IMC entre 1 et 2 ans.

D'après ces études, certains types de garde non structurés peuvent comporter un risque d'augmentation de l'IMC et de gain

de poids<sup>17-20</sup>. Les résultats relatifs à la garde structurée dans une garderie sont moins clairs : une étude fait état d'un effet protecteur<sup>16</sup>, une autre fait état d'un risque<sup>22</sup> et plusieurs autres ne relèvent aucun effet<sup>17-21</sup>. Le fait que les garçons et les filles étaient combinés plutôt qu'évalués séparément constitue une limite des études existantes, limites qui peuvent compliquer les conclusions générales. L'interaction entre l'enfant et la personne qui assure la garde peut varier selon le sexe (par exemple, en raison de normes différentes selon le sexe adoptées par la personne qui garde l'enfant) de sorte que des résultats nuls ou inconstants antérieurs pourraient relever d'une analyse non stratifiée.

Notre objectif était d'examiner trois types de garde à 2-3 ans et leur relation avec les changements ultérieurs de l'IMC entre 2-3 ans et 6-7 ans dans un échantillon national représentatif d'enfants canadiens. Nous avons stratifié les analyses selon le sexe pour déterminer si les effets possibles des différents types de garde sur l'IMC différaient chez les garçons et chez les filles.

## Données et méthodologie

### Source des données

Nous avons analysé les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), étude à long terme sur les enfants canadiens qui permet de suivre leur croissance de la naissance au début de l'âge adulte. La cohorte de départ, qui était le seul sous-échantillon pour lequel les données sur l'IMC étaient disponibles de 2-3 ans à 6-7 ans, comprenait plus de 22 000 enfants âgés de 0 à 11 ans au moment du recrutement en 1994. Il y a eu une certaine attrition par la suite, de sorte qu'au cycle 5 (2002-2003) il ne restait qu'environ 67 % de la cohorte du cycle 1. Comme c'est le cas dans d'autres enquêtes de Statistique Canada, l'ELNEJ excluait les enfants qui vivaient dans les réserves des Premières Nations ou sur des terres publiques, les résidents en établissement,

\* Terme utilisé dans les classifications des États providence pour décrire les États caractérisés par un encouragement actif et passif de la main-d'œuvre<sup>14</sup>. Ces régimes ont aussi été décrits comme des modèles anglo-saxons de capitalisme<sup>15</sup>.

les familles des membres à temps plein des Forces armées canadiennes et les résidents de certaines régions éloignées et des Territoires. Une stratégie d'échantillonnage probabiliste a été utilisée (avec des éléments d'échantillonnage aléatoire en grappes et stratifié basé sur la zone géographique et la résidence en milieu urbain ou rural), et des poids d'échantillonnage ont été calculés pour améliorer la représentativité de la population originale sous-jacente. Des données ont été recueillies au moyen d'entrevues assistées par ordinateur, en personne ou par téléphone, avec le répondant, un de ses parents ou son gardien.

Nous avons ciblé les enfants de la cohorte initiale qui avaient 2 ou 3 ans dans l'un ou l'autre des deux premiers cycles (cycle 1 [1994] ou cycle 2 [1996]), pour lesquels nous connaissions aussi l'IMC à 6 ou 7 ans. Nous avons choisi l'âge de 2-3 ans comme période d'exposition parce que l'âge de 2 ans est le plus bas pour lequel un IMC et un percentile d'IMC pour l'âge sont recommandés<sup>23</sup>. Nous avons choisi l'âge de 6-7 ans comme âge de suivi parce que la période entre les deux était assez longue pour que nous puissions examiner les possibles effets persistants de la garde, mais pas trop longue pour nous obliger à prendre en compte une myriade d'autres facteurs adventices.

### Variables

L'IMC a été calculé pour chaque enfant à 2-3 ans et à 6-7 ans au moyen des données sur la taille et le poids déclarées par le parent ou le gardien. Un percentile d'IMC correspondant à l'âge a été attribué à chaque enfant au moyen des graphiques de croissance élaborés par les Centers for Disease Control and Prevention des États-Unis<sup>24</sup>. Plusieurs organisations professionnelles canadiennes<sup>25</sup> ont adopté ces graphiques, basés sur une population de référence d'enfants des É.-U., pour surveiller la courbe individuelle de croissance des enfants<sup>25,26</sup>. Nous avons examiné le percentile d'IMC à titre de variable de résultats de deux façons : premièrement,

comme variable continue, indiquant la différence de percentile entre 2-3 ans et 6-7 ans et, deuxièmement, comme variable catégorique, indiquant si l'enfant se situait dans l'intervalle normal (IMC < 85<sup>e</sup> percentile) ou à risque (IMC ≥ 85<sup>e</sup> percentile) à 2-3 ans et à 6-7 ans.

Notre principale variable prédictive était l'exposition à la garde (au moins 10 heures par semaine) à 2-3 ans déclarée par la personne qui assure la garde principale. Nous avons analysé trois types de garde : la garde par une personne non apparentée, la garde par un membre de la parenté et la garde en garderie. Nous avons aussi inclus les covariables suivantes (à partir de 2-3 ans), d'après la littérature<sup>27,28</sup> : capacité de revenu (classification standard de Statistique Canada basée sur le revenu du ménage et le nombre de personnes dans le ménage<sup>†</sup>, trois catégories); plus haut niveau de scolarité dans le ménage (diplôme d'études secondaires ou moins, études post-secondaires sans diplôme, diplôme d'études post-secondaires ou plus); nombre de frères et sœurs (0, 1, 2 et plus); nombre de parents dans le ménage (1 ou 2); poids à la naissance (normal ou faible/très faible [< 2 500 g]); âge de la mère à l'accouchement (13-19 ans/35-54 ans [risque accru dans les deux cas] ou 20-34 ans [risque plus faible]); province de résidence; résidence en milieu urbain ou rural et enfin cycle de l'Enquête (selon si l'enfant avait 2-3 ans au cycle 1 [1994] ou au cycle 2 [1996]).

### Analyses statistiques

Nous avons employé deux stratégies d'analyse correspondant aux deux types de variables de résultats (continues et catégoriques). Nous avons d'abord effectué une régression par moindres carrés ordinaires (MCO) pour calculer la régression du changement de percentile d'IMC (continue) pendant la garde (par une personne non apparentée, par un membre de la parenté, en garderie), avec ajustement ou non en fonction des covariables, pour les garçons et les filles séparément.

Également au moyen d'une régression par MCO, nous avons testé des termes d'interaction bidirectionnelle (type de garde et capacité de revenu [faible ou non faible]) pour évaluer la possibilité que les répercussions de la garde sur le percentile d'IMC diffèrent selon le niveau socio-économique, comme d'autres l'ont démontré<sup>20</sup>. Ensuite, à l'aide d'une régression logistique binaire, nous avons analysé a) la cote du passage dans l'intervalle de percentile d'IMC à risque (≥ 85<sup>e</sup> percentile) à 6-7 ans parmi les enfants qui se situaient dans l'intervalle de percentile normal (< 85<sup>e</sup> percentile) à 2-3 ans et b) la cote du passage dans l'intervalle de percentile d'IMC normal à 6-7 ans parmi les enfants qui se situaient dans l'intervalle de percentile à risque à 2-3 ans, par rapport au type de garde, de l'ajustement ou non en fonction des covariables, pour les garçons et les filles séparément. Les modèles logistiques ont servi à évaluer si la réaction à la garde pouvait varier selon l'IMC initial et ont fourni ainsi des données complémentaires à celles du modèle de régression par MCO, qui présume d'une réaction uniforme quel que soit l'IMC.

Nous avons d'abord utilisé les modèles avec cinq types de garde (dans une autre résidence par une personne non apparentée; dans la résidence de l'enfant par une personne non apparentée; dans une autre résidence par un membre de la parenté; dans la résidence de l'enfant par un membre de la parenté; dans une garderie). Comme les répondants pouvaient déclarer plus d'un type de garde, les cinq types ont été représentés dans les modèles à l'aide de variables qui ne s'excluaient pas mutuellement. Pour déterminer s'il convenait de présumer de l'absence d'interaction entre les types de garde, nous avons effectué un test de rapport de vraisemblance comparant deux modèles de régression par MCO : le premier contenait les cinq types de garde et le second contenait toutes les combinaisons possibles de types de garde (n = 28, à l'exclusion des combinaisons qui ne comptaient aucun cas). Tant pour les garçons que pour les filles, nous avons

<sup>†</sup> Par exemple, la plus faible catégorie de la capacité de revenu dans la cohorte de 1994 correspondait aux ménages dont le revenu était < 10 000 \$ et comptait 1 à 4 personnes, et ceux dont le revenu était inférieur à 15 000 \$ et comptait 5 personnes ou plus (Dictionnaire des données de l'ELNEJ, cycle 1. Disponible à : [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca)). La variable originale comportait cinq catégories, que nous avons regroupées en trois catégories de façon à ce que chacune ait des effectifs suffisants.

été incapables de rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de différence entre les modèles, ce qui nous a incités à utiliser le modèle comportant cinq types de garde sous forme de variables indépendantes. Cependant, comme aucun des cinq types de garde n'était associé au percentile d'IMC, nous avons exploré la possibilité d'avoir recours à un modèle parcimonieux. Plus précisément, nous avons évalué l'interaction entre le gardien (membre de la parenté ou personne non apparentée) et l'endroit où s'effectuait la garde (résidence de l'enfant ou autre résidence). N'observant aucune interaction, nous avons regroupé quatre types de garde en deux catégories (garde par une personne non apparentée, quel que soit l'endroit, ou garde par un membre de la parenté, quel que soit l'endroit). La garde dans une garderie constituait le troisième type de garde. Comme les répondants pouvaient déclarer plus d'un type de garde, la catégorie de référence pour chaque type était l'absence de ce type de garde, nonobstant toute autre forme de garde déclarée.

Nous nous sommes servis de Stata version 11.0 (StataCorp LP) pour toutes les analyses. Dans tous les modèles, des poids d'échantillonnage longitudinaux adéquats ont été appliqués pour tenir compte de la complexité du plan d'enquête et pour calculer de façon approximative la population initiale (population au moment de la sélection de l'échantillon de la cohorte initiale), de même que des poids *bootstrap* pour estimer les écarts-types et les intervalles de confiance.

Le Comité conjoint d'éthique de la recherche en santé (*Conjoint Health Research Ethics Board*) de l'Université de Calgary a approuvé l'étude (n° E-22399).

## Résultats

Les statistiques descriptives de l'échantillon sont présentées dans le tableau 1. Sur les 5 654 enfants qui auraient pu être inclus dans notre étude (ayant 2-3 ans au cycle 1 ou 2 et encore dans l'étude à 6-7 ans), nous disposions de données sur l'IMC pour 4 955 enfants à 2-3 ans et pour 3 916 enfants à 2-3 ans et à 6-7 ans. Nous avons donc exclu 1 738 enfants (30,7 % de

l'échantillon initial) en raison d'un manque de données sur l'IMC, surtout à 6-7 ans. Par rapport aux enfants pour lesquels il existait des données sur l'IMC à 2-3 ans et à 6-7 ans, les enfants pour lesquels il manquait des données sur l'IMC à 6-7 ans étaient plus nombreux à vivre dans un ménage à faible revenu (garçons et filles), à avoir des parents peu scolarisés (garçons et filles), à vivre dans une famille monoparentale (garçons et filles), à avoir une mère qui était jeune (moins de 20 ans) au moment de leur naissance (garçons et filles) et à vivre au Québec (garçons et filles) ( $p < 0,05$ ). En outre, ces enfants étaient moins nombreux à avoir des frères ou sœurs (filles seulement), à vivre à l'Île-du-Prince-Édouard (garçons seulement), à vivre en Ontario (filles seulement) et à vivre en milieu rural (garçons seulement). Dans le cas des filles, il n'existait aucune différence quant à la garde déclarée entre celles pour lesquelles nous disposions de données sur l'IMC et celles pour lesquelles il manquait des données. Dans le cas des garçons, comparativement à ceux pour lesquels nous disposions de données complètes sur l'IMC, ceux pour lesquels il manquait des données sur l'IMC étaient moins nombreux à avoir été gardés ailleurs que chez eux par une personne non apparentée ou chez eux par un membre de la parenté. Sur les 3 916 enfants dont les données sur l'IMC étaient complètes, nous disposions de données complètes sur la garde pour 3 889 enfants et de données complètes sur toutes les covariables pour 3 745 enfants. Notre échantillon final, après l'exclusion délibérée de 181 autres sujets qui avaient été gardés moins de 10 heures par semaine, comptait donc 3 564 enfants (1 760 filles et 1 804 garçons).

Les résultats de la régression par MCO (changement de percentile d'IMC selon les trois types de garde) sont présentés dans les tableaux 2a (filles) et 2b (garçons). Aucune association n'a été notée entre la garde et le changement de percentile d'IMC chez les filles (tableau 2a) alors que, chez les garçons (tableau 2b), la garde par une personne non apparentée était associée à une augmentation du percentile d'IMC entre 2-3 ans et 6-7 ans

par rapport à l'absence de ce type de garde.

D'après les résultats obtenus avec nos modèles de régression par MCO qui évaluaient une interaction bidirectionnelle (type de garde plus faible revenu) (non présentés), une interaction significative était réellement présente : la garde par une personne non apparentée (par rapport à l'absence de garde de ce type) était associée à une hausse du percentile d'IMC entre 2-3 ans et 6-7 ans chez les filles vivant dans une famille à faible revenu (coefficient du terme d'interaction dans le modèle ajusté : 0,32; intervalle de confiance à 95 % [IC] : 0,016 à 0,62;  $p = 0,039$ ).

Les résultats de la régression logistique binaire (ayant pour but d'examiner la cote du passage dans l'intervalle de percentile d'IMC à risque ou de la sortie de cet intervalle à 6-7 ans parmi les enfants à intervalle de percentile d'IMC normal ou à risque à 2-3 ans, en fonction du type de garde) sont présentés dans le tableau 3. Aucune association n'a été constatée entre la garde et le changement d'intervalle de percentile d'IMC, que ce soit chez les filles (tableau 3a) ou chez les garçons (tableau 3b).

Nous avons noté peu d'associations entre les covariables socio-personnelles et le percentile d'IMC. Chez les filles dont le percentile d'IMC était normal à 2-3 ans, celles qui vivaient dans une famille à revenu moyen étaient légèrement moins nombreuses à passer dans l'intervalle de percentile d'IMC à risque à 6-7 ans que les filles dont la famille avait un faible revenu (tableau 3a). Dans le cas des garçons, les attributs suivants étaient associés à une diminution du percentile d'IMC entre 2-3 ans et 6-7 ans : un revenu de ménage plus élevé, la vie en famille monoparentale et la résidence à Terre-Neuve ou en Alberta (tableau 2b). Parmi les garçons qui se situaient dans l'intervalle de percentile d'IMC normal à 2-3 ans, un poids à la naissance faible ou très faible était associé à une cote réduite de passage dans l'intervalle de percentile d'IMC à risque à 6-7 ans, par rapport aux garçons de poids normal à la naissance (tableau 3b).

**TABLEAU 1**  
**Statistiques descriptives pondérées pour l'échantillon à l'étude, stratifiées selon le sexe**

Variable	Filles (n = 1 760)	Garçons (n = 1 804)
Changement moyen (É-T) du percentile d'IMC, de 2-3 ans à 6-7 ans	-0,064 (0,018)	-0,060 (0,016)
Statut à l'égard de l'IMC		
À risque (≥ 85 <sup>e</sup> percentile) à 2-3 ans, %	45,8	47,4
À risque (≥ 85 <sup>e</sup> percentile) à 6-7 ans, %	38,3	40,1
Garde par une personne non apparentée (oui), % <sup>a</sup>	25,5	28,8
Garde par un membre de la parenté (oui), % <sup>a</sup>	13,7	13,4
Garde en garderie (oui), % <sup>a</sup>	11,9	9,0
Pas de garde (autre que par les parents), % <sup>b</sup>	57,0	56,0
Revenu du ménage, % <sup>c</sup>		
Faible	13,8	14,3
Moyen	30,1	31,7
Élevé	56,1	54,1
Niveau de scolarité du ménage, %		
Diplôme d'études secondaires ou moins	19,9	17,1
Études post-secondaires sans diplôme	24,8	25,7
Diplôme d'études post-secondaires et plus	55,3	57,2
Nombre de frères et sœurs, %		
0 (enfant unique)	26,2	27,6
1	47,0	45,4
2 et plus	26,7	27,0
Nombre de parents dans le ménage, %		
1 (famille monoparentale)	9,1	12,4
2	90,9	87,6
Poids à la naissance, %		
Faible ou très faible [< 2 500 g]	7,9	5,1
Normal	92,1	94,9
Âge de la mère à l'accouchement, %		
13-19 ans ou 35 ans et plus (haut risque)	10,7	12,2
20-34 ans	89,3	87,8
Province de résidence, %		
Terre-Neuve	1,6	1,9
Nouvelle-Écosse et Île-du-Prince-Édouard <sup>d</sup>	3,1	4,0
Nouveau-Brunswick	2,7	2,7
Québec	22,9	23,2
Ontario	42,7	41,6
Manitoba	4,0	3,8
Saskatchewan	3,6	3,8
Alberta	10,0	9,7
Colombie-Britannique	9,5	9,3
Résidence en milieu urbain/rural, %		
Urbain	83,7	82,6
Rural	16,3	17,4
Cycle de l'Enquête, % <sup>e</sup>		
Cycle 1	55,7	57,0
Cycle 2	44,3	43,0

Suite colonne de droite

## Analyse

Nous avons examiné l'association entre la garde (trois types) à 2-3 ans et le changement d'IMC entre 2-3 ans et 6-7 ans à l'aide des deux modèles de régression par MCO (pour repérer les changements de percentile d'IMC quel que soit le point de départ) et de modèles de régression logistique (pour repérer les changements qui dépassaient un seuil reconnu : le 85<sup>e</sup> percentile d'IMC). Même si une association entre la garde des enfants et leur indice de masse corporelle (IMC) plus tard dans l'enfance est plausible et aurait une importance sur le plan des politiques, son existence et sa nature n'ont pas encore été établies au Canada. Afin d'évaluer cette association, nous avons utilisé une source de données (ELNEJ) bien adaptée à notre question : l'ELNEJ est une enquête longitudinale représentative à l'échelle nationale qui fournit des renseignements sur plusieurs types de garde et des données sur la taille et le poids à plusieurs moments et dont la taille de l'échantillon est suffisante pour une stratification selon le sexe. Même si d'autres études utilisaient le sexe comme covariable<sup>16-19,21-22</sup>, la nôtre est unique en ce sens qu'elle a évalué la relation entre la garde et l'IMC chez les garçons et les filles séparément.

Chez les garçons, la garde par une personne non apparentée, par exemple une nounou, une gardienne d'enfants, une garderie en milieu familial non subventionnée, un ami ou un voisin, était associée à une hausse du percentile d'IMC entre 2-3 ans et 6-7 ans. Bien que la raison de cette association ne soit pas connue, la

**Abréviations :** É-T, écart-type; IMC, indice de masse corporelle.

<sup>a</sup> 10 heures de garde par semaine ou plus.

<sup>b</sup> La somme des pourcentages des variables de garde dépasse 100 parce que plus de un type de garde pouvait être déclaré.

<sup>c</sup> La capacité de revenu du ménage est une classification standard de Statistique Canada fondée sur le revenu et la taille du ménage.

<sup>d</sup> La Nouvelle-Écosse et l'Île-du-Prince-Édouard ont été combinées à cause de la petite taille de l'échantillon dans ces provinces.

<sup>e</sup> Le cycle de l'étude renvoie à l'année où l'enfant a été recruté dans l'étude (cycle 1, recruté en 1994; cycle 2, recruté en 1996). Les pourcentages des variables peuvent ne pas totaliser 100 parce qu'ils ont été arrondis.

**TABLEAU 2A**  
**Résultats de l'analyse de régression par MCO chez les filles (n = 1 760), avec changement du percentile d'IMC (variable continue) selon le type de garde et les variables socio-personnelles**

Variable prédictive	Coefficient – estimations non ajustées <sup>a</sup> (IC à 95%)	Coefficient – modèle ajusté <sup>b</sup> (IC à 95%)
<b>Garde<sup>c</sup></b>		
Par une personne non apparentée	-0,042 (-0,13 à 0,04)	-0,040 (-0,13 à 0,05)
Par un membre de la parenté	-0,014 (-0,11 à 0,09)	-0,006 (-0,10 à 0,09)
Garderie	0,060 (-0,063 à 0,18)	0,056 (-0,07 à 0,18)
<b>Revenu du ménage (référence : faible)</b>		
Moyen	0,014 (-0,09 à 0,12)	-0,003 (-0,13 à 0,12)
Élevé	-0,022 (-0,12 à 0,08)	-0,050 (-0,18 à 0,08)
<b>Niveau de scolarité du ménage (référence : ≤ diplôme d'études secondaires)</b>		
Études post-secondaires sans diplôme	-0,017 (-0,12 à 0,08)	-0,001 (-0,11 à 0,10)
Diplôme d'études post-secondaires	-0,001 (-0,09 à 0,09)	0,017 (-0,09 à 0,12)
<b>Nombre de frères et sœurs (référence : 0)</b>		
1	-0,054 (-0,15 à 0,04)	-0,052 (-0,14 à 0,04)
2 et plus	-0,065 (-0,18 à 0,04)	-0,073 (-0,18 à 0,03)
<b>Nombre de parents dans le ménage (référence : 2)</b>		
1	-0,025 (-0,14 à 0,09)	-0,047 (-0,20 à 0,10)
<b>Poids à la naissance (référence : normal)</b>		
Faible ou très faible (< 2 500 g)	0,064 (-0,08 à 0,21)	0,050 (-0,09 à 0,19)
<b>Âge de la mère à l'accouchement, ans (référence : 20-34)</b>		
13-19 ou 35 et plus (combinés) <sup>d</sup>	0,061 (-0,054 à 0,18)	0,068 (-0,04 à 0,18)
<b>Province de résidence (référence : Ontario)</b>		
Terre-Neuve	-0,040 (-0,16 à 0,08)	-0,049 (-0,18 à 0,08)
Nouvelle-Écosse et Île-du-Prince-Édouard <sup>e</sup>	-0,063 (-0,15 à 0,03)	-0,066 (-0,16 à 0,02)
Nouveau-Brunswick	0,040 (-0,08 à 0,16)	0,031 (-0,09 à 0,15)
Québec	0,050 (-0,06 à 0,16)	0,034 (-0,07 à 0,14)
Manitoba	0,009 (-0,12 à 0,13)	0,009 (-0,12 à 0,13)
Saskatchewan	-0,020 (-0,13 à 0,09)	-0,018 (-0,13 à 0,09)
Alberta	0,084 (-0,03 à 0,20)	0,078 (-0,03 à 0,19)
Colombie-Britannique	-0,055 (-0,15 à 0,04)	-0,050 (-0,15 à 0,05)
<b>Résidence en milieu urbain/rural (référence : urbain)</b>		
Rural	0,010 (-0,06 à 0,08)	-0,000035 (-0,07 à 0,07)
<b>Cycle de l'Enquête (référence : cycle 2)<sup>f</sup></b>		
Cycle 1	0,073 (0,003 à 0,14)**	0,066 (-0,003 à 0,14)*

**Abréviations :** IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; MCO, moindres carrés ordinaires.

<sup>a</sup> Associations bivariées entre chaque variable prédictive et le changement de percentile d'IMC, à l'exception de la garde et la province de résidence, pour lesquelles toutes les catégories sont entrées en bloc.

<sup>b</sup> Associations selon un modèle unique renfermant toutes les variables.

<sup>c</sup> 10 heures de garde par semaine ou plus.

<sup>d</sup> Les deux groupes d'âge à haut risque ont été combinés pour que la taille de la cellule satisfasse aux critères de vérification.

<sup>e</sup> La Nouvelle-Écosse et l'Île-du-Prince-Édouard ont été combinées à cause de la petite taille de l'échantillon dans ces provinces.

<sup>f</sup> Le cycle de l'étude renvoie à l'année où l'enfant a été recruté dans l'étude (cycle 1, recruté en 1994; cycle 2, recruté en 1996).

\*  $p < 0,10$

\*\*  $p < 0,05$

**TABLEAU 2B**  
**Résultats de l'analyse de régression par MCO chez les garçons (n = 1 804), avec changement du percentile d'IMC (variable continue) selon le type de garde et les variables socio-personnelles**

Variable prédictive	Coefficient – estimations non ajustées <sup>a</sup> (IC à 95%)	Coefficient – modèle ajusté <sup>b</sup> (IC à 95%)
<b>Garde<sup>c</sup></b>		
Par une personne non apparentée	0,061 (–0,02 à 0,14)	0,10 (0,02 à 0,18)**
Par un membre de la parenté	–0,037 (–0,14 à 0,06)	–0,021 (–0,12 à 0,07)
Garderie	0,031 (–0,05 à 0,12)	0,043 (–0,05 à 0,13)
<b>Revenu du ménage (référence : faible)</b>		
Moyen	–0,010 (–0,14 à 0,11)	–0,061 (–0,19 à 0,07)
Élevé	–0,077 (–0,19 à 0,04)	–0,18 (–0,31 à –0,05)***
<b>Niveau de scolarité du ménage (référence : ≤ diplôme d'études secondaires)</b>		
Études post-secondaires sans diplôme	–0,019 (–0,13 à 0,10)	–0,026 (–0,15 à 0,10)
Diplôme d'études post-secondaires	–0,017 (–0,10 à 0,07)	–0,010 (–0,11 à 0,09)
<b>Nombre de frères et sœurs (référence : 0)</b>		
1	0,019 (–0,06 à 0,10)	0,012 (–0,07 à 0,09)
2 ou plus	0,014 (–0,08 à 0,10)	–0,020 (–0,11 à 0,07)
<b>Nombre de parents dans le ménage (référence : 2)</b>		
1	–0,066 (–0,21 à 0,08)	–0,16 (–0,33 à 0,002)*
<b>Poids à la naissance (référence : normal)</b>		
Faible ou très faible (< 2 500 g)	0,074 (–0,13 à 0,28)	0,071 (–0,12 à 0,27)
<b>Âge de la mère à l'accouchement, ans (référence : 20-34)</b>		
13-19 ou 35 et plus (combinés) <sup>d</sup>	–0,051 (–0,17 à 0,07)	–0,052 (–0,17 à 0,06)
<b>Province de résidence (référence : Ontario)</b>		
Terre-Neuve	–0,074 (–0,19 à 0,04)	–0,11 (–0,23 à 0,01)*
Nouvelle-Écosse et Île-du-Prince-Édouard <sup>e</sup>	0,037 (–0,06 à 0,13)	–0,00057 (–0,10 à 0,10)
Nouveau-Brunswick	0,064 (–0,08 à 0,21)	0,027 (–0,11 à 0,17)
Québec	0,034 (–0,05 à 0,12)	0,0038 (–0,08 à 0,09)
Manitoba	0,029 (–0,09 à 0,15)	0,011 (–0,11 à 0,13)
Saskatchewan	0,10 (–0,02 à 0,22)	0,070 (–0,05 à 0,19)
Alberta	–0,095 (–0,21 à 0,02)*	–0,11 (–0,23 à –0,0005)**
Colombie-Britannique	–0,079 (–0,21 à 0,05)	–0,079 (–0,20 à 0,04)
<b>Résidence en milieu urbain/rural (référence : urbain)</b>		
Rural	0,034 (–0,03 à 0,10)	0,014 (–0,05 à 0,08)
<b>Cycle de l'Enquête (référence : cycle 2)<sup>f</sup></b>		
Cycle 1	0,012 (–0,05 à 0,07)	0,020 (–0,04 à 0,08)

**Abréviations :** IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; MCO, moindres carrés ordinaires.

<sup>a</sup> Associations bivariées entre chaque variable prédictive et le changement de percentile d'IMC, à l'exception de la garde et la province de résidence, pour lesquelles toutes les catégories ont été entrées en bloc.

<sup>b</sup> Associations selon un modèle unique renfermant toutes les variables.

<sup>c</sup> 10 heures de garde par semaine ou plus.

<sup>d</sup> Les deux groupes d'âge à haut risque ont été combinés pour que la taille de la cellule satisfasse aux critères de vérification.

<sup>e</sup> La Nouvelle-Écosse et l'Île-du-Prince-Édouard ont été combinées à cause de la petite taille de l'échantillon dans ces provinces.

<sup>f</sup> Le cycle de l'étude renvoie à l'année où l'enfant a été recruté dans l'étude (cycle 1, recruté en 1994; cycle 2, recruté en 1996).

\*  $p < 0,10$

\*\*  $p < 0,05$

\*\*\*  $p < 0,01$

TABLEAU 3A

Résultats de l'analyse de régression logistique binaire chez les filles (n = 1 760), avec le changement de percentile d'IMC selon le type de garde et les variables socio-personnelles non ajustées et ajustées

Variable prédictive	Filles dont l'IMC était normal <sup>a</sup> à 2-3 ans (n = 912)		Filles dont l'IMC était à risque <sup>b</sup> à 2-3 ans (n = 848)	
	RC (IC à 95 %) du passage dans l'intervalle d'IMC à risque à 6-7 ans		RC (IC à 95 %) du passage dans l'intervalle d'IMC normal à 6-7 ans	
	Non ajustée <sup>c</sup>	Ajustée <sup>d</sup>	Non ajustée <sup>c</sup>	Ajustée <sup>d</sup>
<b>Garde<sup>e</sup></b>				
Par une personne non apparentée	0,86 (0,51 à 1,40)	0,86 (0,49 à 1,50)	1,10 (0,67 à 1,80)	0,88 (0,50 à 1,50)
Par un membre de la parenté	1,06 (0,50 à 2,30)	0,95 (0,45 à 2,00)	0,77 (0,42 à 1,40)	0,66 (0,35 à 1,20)
Garderie	1,82 (0,82 à 4,00)	1,66 (0,70 à 3,90)	0,64 (0,34 à 1,20)	0,55 (0,26 à 1,20)
<b>Revenu du ménage (référence : faible)</b>				
Moyen	0,55 (0,28 à 1,10)*	0,43 (0,18 à 1,05)*	0,59 (0,30 à 1,10)	0,60 (0,28 à 1,30)
Élevé	0,62 (0,31 à 1,20)	0,48 (0,18 à 1,30)	1,17 (0,64 à 2,10)	1,30 (0,61 à 2,90)
<b>Niveau de scolarité du ménage (référence : ≤ diplôme d'études secondaires)</b>				
Études post-secondaires sans diplôme	1,12 (0,54 à 2,30)	1,21 (0,51 à 2,80)	1,40 (0,71 à 2,80)	1,27 (0,63 à 2,60)
Diplôme d'études post-secondaires	0,71 (0,38 à 1,30)	0,77 (0,36 à 1,70)	1,50 (0,81 à 2,80)	1,36 (0,69 à 2,70)
<b>Nombre de frères et sœurs (référence : 0)</b>				
1	0,72 (0,40 à 1,30)	0,73 (0,39 à 1,40)	0,67 (0,35 à 1,30)	0,60 (0,31 à 1,20)
2 ou plus	0,62 (0,32 à 1,20)	0,53 (0,25 à 1,20)	0,66 (0,31 à 1,40)	0,61 (0,28 à 1,30)
<b>Nombre de parents dans le ménage (référence : 2)</b>				
1	0,96 (0,45 à 2,10)	0,55 (0,19 à 1,60)	1,08 (0,56 à 2,10)	1,12 (0,46 à 2,70)
<b>Poids à la naissance (référence : normal)</b>				
Faible ou très faible (< 2 500 g)	0,91 (0,37 à 2,20)	0,87 (0,34 à 2,30)	0,84 (0,29 à 2,40)	1,10 (0,38 à 3,20)
<b>Âge de la mère à l'accouchement, ans (référence : 20-34)</b>				
13-19 ou 35 et plus (combinés) <sup>f</sup>	0,71 (0,33 à 1,50)	0,75 (0,33 à 1,70)	0,82 (0,35 à 1,90)	0,71 (0,29 à 1,70)
<b>Province de résidence (référence : Ontario)</b>				
Terre-Neuve	1,76 (0,74 à 4,20)	1,41 (0,52 à 3,80)	0,72 (0,31 à 1,70)	0,69 (0,29 à 1,70)
Nouvelle-Écosse et Île-du-Prince-Édouard <sup>g</sup>	1,01 (0,48 à 2,10)	0,96 (0,44 à 2,10)	1,27 (0,66 à 2,40)	1,41 (0,67 à 3,00)
Nouveau-Brunswick	1,76 (0,76 à 4,10)	1,64 (0,67 à 4,00)	0,84 (0,43 à 1,60)	0,91 (0,44 à 1,90)
Québec	1,48 (0,78 à 2,80)	1,41 (0,73 à 2,80)	0,60 (0,31 à 1,20)	0,65 (0,32 à 1,30)
Manitoba	1,02 (0,31 à 3,30)	0,97 (0,29 à 3,20)	0,81 (0,41 à 1,60)	0,83 (0,39 à 1,70)
Saskatchewan	1,56 (0,76 à 3,20)	1,76 (0,82 à 3,80)	1,80 (0,88 à 3,60)	1,85 (0,81 à 4,20)
Alberta	0,92 (0,40 à 2,10)	1,03 (0,44 à 2,40)	0,81 (0,38 à 1,80)	0,87 (0,38 à 2,00)
Colombie-Britannique	0,78 (0,32 à 1,90)	0,84 (0,32 à 2,20)	1,35 (0,61 à 3,00)	1,39 (0,58 à 3,30)
<b>Résidence en milieu urbain/rural (référence : urbain)</b>				
Rural	1,20 (0,77 à 1,90)	1,06 (0,62 à 1,80)	0,95 (0,63 à 1,40)	1,04 (0,64 à 1,70)
<b>Cycle de l'Enquête (référence : cycle 2)<sup>h</sup></b>				
Cycle 1	1,06 (0,67 à 1,70)	1,01 (0,61 à 1,70)	0,94 (0,60 à 1,50)	1,05 (0,64 à 1,70)

**Abréviations :** IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; RC, rapport des cotes.

<sup>a</sup> IMC < 85<sup>e</sup> percentile.

<sup>b</sup> IMC ≥ 85<sup>e</sup> percentile.

<sup>c</sup> Associations bivariées entre chaque variable prédictive et le changement de percentile d'IMC, à l'exception de la garde et la province de résidence, pour lesquelles toutes les catégories ont été entrées en bloc.

<sup>d</sup> Associations selon un modèle unique renfermant toutes les variables.

<sup>e</sup> 10 heures de garde par semaine ou plus.

<sup>f</sup> Les deux groupes d'âge à haut risque ont été combinés pour que la taille de la cellule satisfasse aux critères de vérification.

<sup>g</sup> La Nouvelle-Écosse et l'Île-du-Prince-Édouard ont été combinées à cause de la petite taille de l'échantillon dans ces provinces.

<sup>h</sup> Le cycle de l'étude renvoie à l'année où l'enfant a été recruté dans l'étude (cycle 1, recruté en 1994; cycle 2, recruté en 1996).

\*  $p < 0,10$

TABLEAU 3B

Résultats de l'analyse de régression logistique binaire chez les garçons (n = 1 804), avec le changement de percentile d'IMC selon le type de garde et les variables socio-personnelles non ajustées et ajustées

Variable prédictive	Garçons dont l'IMC était normal <sup>a</sup> à 2-3 ans (n = 918)		Garçons dont l'IMC était à risque <sup>b</sup> à 2-3 ans (n = 886)	
	RC (IC à 95%) du passage dans l'intervalle d'IMC à risque à 6-7 ans		RC (IC à 95%) du passage dans l'intervalle d'IMC normal à 6-7 ans	
	Non ajustée <sup>c</sup>	Ajustée <sup>d</sup>	Non ajustée <sup>c</sup>	Ajustée <sup>d</sup>
<b>Garde<sup>e</sup></b>				
Par une personne non apparentée	1,01 (0,60 à 1,70)	1,47 (0,87 à 2,5)	0,73 (0,45 à 1,20)	0,75 (0,45 à 1,20)
Par un membre de la parenté	0,60 (0,33 à 1,10)	0,68 (0,35 à 1,30)	0,84 (0,42 à 1,70)	0,78 (0,38 à 1,60)
Garderie	1,35 (0,60 à 3,00)	1,56 (0,63 à 3,90)	1,04 (0,46 à 2,40)	0,90 (0,38 à 2,10)
<b>Revenu du ménage (référence : faible)</b>				
Moyen	0,89 (0,40 à 2,00)	0,88 (0,35 à 2,20)	0,94 (0,49 à 1,80)	0,83 (0,38 à 1,80)
Élevé	0,45 (0,22 à 0,96)**	0,51 (0,18 à 1,40)	0,87 (0,47 à 1,60)	0,73 (0,33 à 1,60)
<b>Niveau de scolarité du ménage (référence : ≤ diplôme d'études secondaires)</b>				
Études post-secondaires sans diplôme	0,75 (0,37 à 1,50)	0,84 (0,39 à 1,80)	1,96 (0,97 à 4,00)*	1,89 (0,87 à 4,10)
Diplôme d'études post-secondaires	0,52 (0,28 à 0,95)**	0,64 (0,31 à 1,30)	1,34 (0,70 à 2,60)	1,33 (0,67 à 2,60)
<b>Nombre de frères et sœurs (référence : 0)</b>				
1	1,06 (0,56 à 2,00)	1,12 (0,59 à 2,10)	0,80 (0,50 à 1,30)	0,81 (0,47 à 1,40)
2 ou plus	1,67 (0,78 à 3,60)	1,60 (0,72 à 3,60)	0,71 (0,39 à 1,30)	0,67 (0,35 à 1,30)
<b>Nombre de parents dans le ménage (référence : 2)</b>				
1	1,60 (0,58 à 4,50)	1,32 (0,29 à 6,10)	0,86 (0,41 à 1,80)	0,77 (0,32 à 1,90)
<b>Poids à la naissance (référence : normal)</b>				
Faible ou très faible [< 2 500 g]	0,23 (0,06 à 0,80)**	0,15 (0,03 à 0,69)**	1,51 (0,50 à 4,50)	1,18 (0,35 à 4,00)
<b>Âge de la mère à l'accouchement (référence : 20-34 ans)</b>				
13-19 ou 35 et plus (combinés) <sup>f</sup>	1,14 (0,49 à 2,60)	1,15 (0,44 à 3,00)	0,90 (0,44 à 1,80)	0,97 (0,44 à 2,20)
<b>Province de résidence (référence : Ontario)</b>				
Terre-Neuve	1,49 (0,61 à 3,70)	1,28 (0,47 à 3,50)	1,40 (0,64 à 3,10)	1,26 (0,56 à 2,80)
Nouvelle-Écosse et Île-du-Prince-Édouard <sup>g</sup>	1,10 (0,47 à 2,60)	0,78 (0,29 à 2,10)	0,94 (0,46 à 1,90)	0,98 (0,46 à 2,10)
Nouveau-Brunswick	1,83 (0,77 à 4,40)	1,80 (0,63 à 5,10)	1,15 (0,54 à 2,40)	1,11 (0,48 à 2,60)
Québec	1,68 (0,85 à 3,30)	1,52 (0,77 à 3,00)	1,28 (0,69 à 2,40)	1,11 (0,60 à 2,10)
Manitoba	0,89 (0,37 à 2,10)	0,79 (0,30 à 2,00)	1,16 (0,50 à 2,70)	1,04 (0,41 à 2,70)
Saskatchewan	1,20 (0,60 à 2,40)	0,98 (0,46 à 2,10)	1,54 (0,75 à 3,10)	1,62 (0,73 à 3,60)
Alberta	0,92 (0,37 à 2,30)	0,87 (0,33 à 2,30)	1,61 (0,85 à 3,00)	1,48 (0,75 à 2,90)
Colombie-Britannique	1,47 (0,67 à 3,20)	1,67 (0,74 à 3,70)	1,93 (0,92 à 4,00)*	1,73 (0,78 à 3,80)
<b>Résidence en milieu urbain/rural (référence : urbain)</b>				
Rural	1,20 (0,73 à 2,00)	0,97 (0,56 à 1,70)	0,85 (0,55 à 1,30)	0,75 (0,47 à 1,20)
<b>Cycle de l'Enquête (référence : cycle 2)</b>				
Cycle 1	1,15 (0,73 à 1,80)	0,88 (0,55 à 1,40)	0,94 (0,61 à 1,50)	1,00 (0,65 à 1,60)

**Abréviations :** IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; RC, rapport des cotes.

<sup>a</sup> IMC < 85<sup>e</sup> percentile.

<sup>b</sup> IMC ≥ 85<sup>e</sup> percentile.

<sup>c</sup> La colonne renferme des associations bivariées entre chaque variable prédictive et le changement de percentile d'IMC, à l'exception de la garde et la province de résidence, pour lesquelles toutes les catégories sont entrées en bloc.

<sup>d</sup> La colonne renferme des associations selon un modèle unique renfermant toutes les variables.

<sup>e</sup> 10 heures de garde par semaine et plus.

<sup>f</sup> Les deux groupes d'âge à haut risque ont été combinés pour que la taille de la cellule satisfasse aux critères de vérification.

<sup>g</sup> La Nouvelle-Écosse et l'Île-du-Prince-Édouard ont été combinées à cause de la petite taille de l'échantillon dans ces provinces.

<sup>h</sup> Le cycle de l'étude renvoie à l'année où l'enfant a été recruté dans l'étude (cycle 1, recruté en 1994; cycle 2, recruté en 1996).

\*  $p < 0,10$

\*\*  $p < 0,05$

présence de cet effet principal chez les garçons, mais non chez les filles, évoque la possibilité que les personnes non apparentées qui agissent à titre de gardienne adoptent certains comportements, comme de distribuer des friandises sucrées aux garçons pleins d'énergie pour les amadouer ou les distraire avec la télévision, augmentant par là-même les comportements sédentaires. Même si nous n'avons pas observé d'effet statistiquement significatif de ce type de garde dans les modèles de régression logistique, nous avons constaté que la direction de l'effet dans le modèle de régression logistique chez les garçons concordait avec les résultats de la régression par MCO (tableau 3b, modèles ajustés, rapport des cotes [RC] de 1,47 pour les garçons dont le percentile d'IMC était normal à 2-3 ans et qui étaient passés à un percentile à risque à 6-7 ans, par rapport à un RC de 0,75 pour les garçons dont le percentile était à risque à 2-3 ans et qui étaient passés à un percentile normal à 6-7 ans). Chez les filles, aucun effet principal de la garde sur le percentile d'IMC n'était apparent, quoique le modèle contenant des termes d'interaction ait révélé que la garde par une personne non apparentée était associée à une hausse du percentile d'IMC entre 2-3 ans et 6-7 ans chez les filles dont la famille avait un faible revenu. L'une des explications possibles de ce résultat est que les familles à faible revenu, dont le travail à l'extérieur est motivé par des impératifs financiers, peuvent avoir peu de choix en ce qui concerne la garde et, dans certains cas, se voir obligés de recourir à des options qui ne sont pas idéales sur les plans de la nutrition ou des occasions d'activité physique ou de jeux actifs. On ignore pourquoi cet effet d'interaction n'a pas été observé chez les garçons. Les effets constatés de la garde (effet principal de la garde par une personne non apparentée chez les garçons, interaction entre la garde par une personne non apparentée et le faible revenu chez les filles) ne différaient que de façon négligeable entre les modèles ajustés et les modèles non ajustés, ce qui laisse croire que les corrélations socio-personnelles incluses n'étaient ni des facteurs de confusion ni des médiateurs.

Même si les études existantes portant sur la garde et l'IMC différaient sur les plans de la population, du groupe d'âge, de la durée et du pays, nous pouvons néanmoins formuler des commentaires concernant la correspondance de nos résultats avec ceux de ces études et en tirer parti. Dans plusieurs études, les chercheurs ont noté une association entre divers types de garde « non structurée » et le gain de poids ou l'augmentation de l'IMC : dans un échantillon d'enfants des É.-U. représentatif à l'échelle nationale, Maher et collab.<sup>17</sup> ont constaté que la garde par un membre de la famille, un ami ou un voisin était associée à une plus forte probabilité d'obésité que l'absence de garde ou une garde limitée; Benjamin et collab.<sup>18</sup> ont observé que la garde ailleurs que dans la résidence de l'enfant (garderie agréée, membre de la famille, ami ou voisin) était associée à une adiposité accrue dans un échantillon d'enfants des É.-U. et Pearce et collab.<sup>20</sup> ont noté que la garde non structurée était associée à un risque accru d'excès de poids dans certains groupes d'enfants de la Millennium Cohort Study du R.-U. Nos résultats concordent avec ces effets et renforcent leur vraisemblance. Nous avons déterminé que les personnes non apparentées jouaient un rôle dans le changement d'IMC associé à la garde non structurée dans le contexte canadien. L'effet de la garde non structurée sur le risque accru d'excès de poids observé par Pearce et collab.<sup>20</sup> touchait spécifiquement les enfants issus d'un milieu favorisé, alors que nous avons observé que la garde par une personne non apparentée était associée à une augmentation du percentile d'IMC chez les filles vivant dans un ménage à faible revenu. Collectivement, les résultats de notre étude et ceux d'autres études montrent que les chercheurs qui se pencheront sur le sujet devront adopter une approche nuancée de la garde non structurée, en prenant notamment en considération l'existence ou non d'un lien de parenté entre le gardien et l'enfant, la situation socio-économique de la famille de l'enfant, de même que le sexe de l'enfant.

Nos résultats vont dans le même sens que ceux de Maher et collab.<sup>17</sup>, Benjamin et collab.<sup>18</sup> et Kim et collab.<sup>19</sup> (tous basés sur des échantillons d'enfants des É.-U.) : tout

comme nous, ils n'ont noté aucune association entre la garde structurée dans une garderie et l'IMC. Bien que, d'une part, il soit heureux que la garde structurée semble ne pas avoir d'effet visiblement néfaste sur l'IMC, l'absence d'effet (en particulier dans les modèles de régression logistique) laisse également entrevoir une occasion mal exploitée de promotion de la santé. Comme nous l'avons déjà mentionné, le nombre de jeunes enfants canadiens dont la mère est sur le marché du travail dépasse de loin le nombre de places disponibles dans les garderies de grande qualité accessibles et à la portée de la bourse des parents<sup>5</sup>. Par conséquent, de nombreuses familles optent pour une autre formule, dont la garde par une personne non apparentée, ce qui, selon nos résultats, s'est révélé avoir un effet néfaste sur l'IMC plus tard dans l'enfance. Si les milieux de garde structurés de grande qualité étaient plus nombreux et plus accessibles, il est plausible qu'au moins une partie des familles qui ont actuellement recours à la garde non structurée opteraient pour ce type de service. Dans la mesure où la garde structurée serait effectivement de meilleure qualité, elle pourrait fournir un milieu plus favorable sur les plans de l'IMC et d'autres résultats. Pour que des investissements soient réalisés dans les garderies structurées, il serait très souhaitable que d'autres études de grande qualité examinent les répercussions de la garde structurée en garderie (y compris ses variantes et attributs) sur divers résultats (santé, sociaux, économiques), à différents niveaux (enfant, famille, collectivité), à court et, particulièrement, à long terme<sup>29-31</sup>.

### Limites

Notre étude souffre de quelques limites méthodologiques, tel le nombre relativement grand de données manquantes sur l'IMC. Notre comparaison des répondants sans données manquantes et des répondants pour lesquels il manquait des données a révélé des différences socio-personnelles nettes entre les deux groupes, bien qu'il soit rassurant de constater qu'il n'existait pas de différence extrême sur le plan de l'utilisation des services de garde (aucune différence dans

le cas des filles). Par ailleurs, comme toutes nos données de base concernaient des sujets de 2-3 ans, il nous est impossible d'établir que l'IMC à cet âge n'avait pas été influencé par la garde antérieure; cependant, nous estimons que, vu la nature de ces associations, une influence immédiate est improbable. Une autre limite particulièrement importante des données concerne le fait que la taille et le poids étaient déclarés par les parents. Les erreurs que les parents commettent en déclarant ces mesures entraînent souvent une surestimation de l'IMC, et ces erreurs sont plus grandes pour les jeunes enfants et s'amenuisent lorsque les enfants vieillissent<sup>32,33</sup>. L'un des moyens d'évaluer les répercussions possibles de la déclaration de données inexactes sur nos résultats est d'examiner les corrélats des déclarations inexactes, particulièrement les caractéristiques socio-personnelles qui sont probablement associés à l'utilisation de services de garde. Shields et collab.<sup>33</sup> ont examiné l'association entre le niveau de scolarité des parents et la déclaration de données inexactes sur les enfants de 6 à 11 ans dans l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), l'ECMS étant le seul ensemble de données en population générale de Statistique Canada qui renferme à la fois les données mesurées et les données déclarées concernant la taille et le poids pour les mêmes enfants. L'enquête n'a révélé aucune association entre le niveau de scolarité des parents et la déclaration de données inexactes. Bien que le groupe d'âge de l'ECMS soit plus vieux que le groupe d'âge visé par notre étude<sup>‡</sup>, les observations de Shields et collab.<sup>33</sup> étaient l'idée que la taille et le poids déclarés par les parents ne souffrent pas d'un biais irrémédiable lié au niveau de scolarité des parents (une composante du statut socio-économique), ce qui augmente, dans une certaine mesure, notre confiance à l'égard de nos résultats.

En résumé, parmi les enfants de la cohorte initiale de l'ELNEJ, la garde par une personne non apparentée était associée à une augmentation de l'IMC avec le temps dans le cas des filles qui vivaient dans un ménage à faible revenu et dans le

cas des garçons. Vu la demande forte et croissante de différentes options de garde<sup>6</sup>, vu les bienfaits démontrés chez les enfants de la garde structurée de grande qualité sur le plan social et sanitaire<sup>5,29-30</sup> et vu les effets néfastes possibles de certaines formes de garde non structurée observés dans notre étude et signalés par d'autres<sup>17,18</sup>, nos résultats ajoutent au corpus croissant de données très pertinentes sur le plan des politiques, corpus dont l'enrichissement nécessite davantage de recherche<sup>29-31</sup>. En ce qui a trait à la recherche sur la garde et aux résultats liés au poids en particulier, des données mesurées sur le poids et la taille sont essentielles.

## Remerciements

Ce projet a été financé par une bourse (n° 820-2008-1019) du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH) attribuée à McLaren, Auld et Emery et par une bourse d'établissement d'Alberta Innovates – Health Solutions) octroyée à McLaren.

L. McLaren est titulaire du Population Health Investigator Award d'Alberta Innovates – Health Solutions. D. Dutton bénéficie d'une bourse de formation doctorale du Réseau de recherche interventionnelle en santé des populations (RISP). M. C. Auld est titulaire d'un Health Scholar Award d'Alberta Innovates – Health Solutions. J. C. Herbert Emery occupe le poste de Svare Professor in Health Economics à l'University of Calgary.

Conflit d'intérêts : aucun.

## Références

1. Anderson PM, Butcher KE. Childhood obesity: trends and potential causes. *Future Child*. 2006;16:19-45.
2. Organisation mondiale de la santé. Stratégies de prévention de l'obésité de l'enfant dans la population : rapport d'un forum et d'une réunion technique de l'OMS. Genève (Suisse): Organisation mondiale de la santé; 2010.

3. Shields M. L'embonpoint et l'obésité chez les enfants et les adolescents. *Rapport sur la santé*. 2006;17(3):27-42.
4. Daniels SR. The consequences of childhood overweight and obesity. *Future Child*. 2006;16:47-67.
5. Friendly M. Early childhood education and care as a social determinant of health. Dans : Raphael D (dir.). *Social determinants of health: Canadian perspectives*. 2<sup>e</sup> éd. Canadian Scholars' Press Inc. : Toronto (Ont.); 2009. p. 28-142.
6. Langford T. Alberta's day care controversy: from 1908 to 2009—and beyond. Edmonton (AB): AU Press, Athabasca University; 2011.
7. Emery JC, Ferrer AM. Marriage market imbalances and labor force participation of Canadian women. *Rev Econ Household*. 2009;7:43-57.
8. Mindlin M, Jenkins R, Law C. Maternal employment and indicators of child health: a systematic review in pre-school children in OECD countries. *J Epidemiol Community Health*. 2009;63:340-50.
9. Anderson PM, Butcher KF, Levine PB. Maternal employment and overweight children. *J Health Econ*. 2003;22:477-504.
10. Phipps SA, Lethbridge L, Burton P. Long-run consequences of parental paid work hours for child overweight status in Canada. *Soc Sci Med*. 2006;62:977-86.
11. Chia YF. Maternal labour supply and childhood obesity in Canada: evidence from the NLSCY. *Can J Econ*. 2008;41:217-42.
12. Hawkins SS, Cole TJ, Law C. Maternal employment and early childhood overweight: findings from the UK Millennium Cohort Study. *Int J Obes*. 2008;32:30-8.
13. Organisation de coopération et de développement économiques. *Petite enfance, grands défis II : éducation et structures d'accueil*. Paris : Éditions OCDE; 2007.
14. Eikemo TA, Bambra C. The welfare state: a glossary for public health. *J Epidemiol Community Health*. 2008;62:3-6.

‡ Malheureusement, aucune donnée canadienne en population générale disponible ne renferme à la fois la taille et le poids mesurés et la taille et le poids déclarés par les parents pour les enfants d'âge préscolaire.

15. Stanford, J. *Petit cours d'autodéfense en économie : l'abc du capitalisme*. Montréal : Flammarion/Socadis, Lux; 2011.
16. Lumeng JC, Gannon K, Appugliese D, Cabral HJ, Zuckerman B. Preschool child care and risk of overweight in 6- to 12-year old children. *Int J Obes*. 2005;29:60-6.
17. Maher EJ, Li G, Carter L, Johnson DB. Preschool child care participation and obesity at the start of kindergarten. *Pediatrics*. 2008;12:322-30.
18. Benjamin SE, Rifas-Shiman SL, Taveras EM, Haines J, Finkelstein J, Kleinman K et collab. Early child care and adiposity at ages 1 and 3 years. *Pediatrics*. 2009;124:555-62.
19. Kim J, Petersen KE. Association of infant child care with infant feeding practices and weight gain among US infants. *Arch Pediatr Adolesc Med*. 2008;162:627-33.
20. Pearce A, Li L, Abbas J, Ferguson B, Graham H, Law C; Millennium Cohort Study Child Health Group. Is childcare associated with the risk of overweight and obesity in the early years? Findings from the UK Millennium Cohort Study. *Int J Obes*. 2010;34:1160-8.
21. Rapp K, Schick KH, Bode H, Weiland SK. Type of kindergarten and other potential determinants of overweight in pre-school children. *Public Health Nutr*. 2005;8:642-9.
22. Gubbels JS, Kremers SP, Stafleu A, Dagnelie PC, de Vries NK, van Buuren S et collab. Child-care use and the association with body mass index and overweight in children from 7 months to 2 years of age. *Int J Obes*. 2010;34:1480-6.
23. Healthy Weight – it's not a diet, it's a lifestyle! [Internet]. Atlanta (GA): Centers for Disease Control and Prevention [consultation juin 2011]. Consultable à partir de la page : [http://www.cdc.gov/healthy-weight/assessing/bmi/childrens\\_bmi/about\\_childrens\\_bmi.html](http://www.cdc.gov/healthy-weight/assessing/bmi/childrens_bmi/about_childrens_bmi.html)
24. Growth Charts [Internet]. Atlanta (GA): Centers for Disease Control and Prevention; mai 2002 [consultation en juin 2011]. Consultable à partir de la page : <http://www.cdc.gov/GrowthCharts>
25. Dieticians of Canada; Canadian Paediatric Society; College of Family Physicians of Canada; Community Health Nurses Association of Canada. The use of growth charts for assessing and monitoring growth in Canadian infants and children. *Can J Diet Pract Res*. 2004;65:22-32.
26. Ball GD, Willows ND. Definitions of pediatric obesity. *CMAJ*. 2005;172:309-10.
27. Dubois L, Girard M. Early determinants of overweight at 4.5 years in a population-based longitudinal study. *Int J Obes*. 2006;30:610-7.
28. Power C, Parsons T. Overweight and obesity from a life course perspective. Dans: Kuh D, Hardy R (dir.). *A life course approach to women's health*. Oxford (UK) : Oxford University Press; 2002. p. 304-28.
29. Baker M. Innis Lecture: universal early childhood interventions: what is the evidence base? *Can J Econ*. 2011;44:1069-105.
30. Barnett WS. Effectiveness of early educational intervention. *Science*. 2011;333:975-8.
31. D'Onise K, Lynch JW, Sawyer MG, McDermott RA. Can preschool improve child health outcomes? A systematic review. *Soc Sci Med*. 2010;70:1423-40.
32. Phipps SA, Burton P, Lethbridge L, Osberg L. Measuring obesity in young children. *Can Public Policy*. 2004;30:349-64.
33. Shields, M, Connor Gorber S, Janssen I, Tremblay MS. Estimations de l'obésité chez les enfants fondées sur les mesures déclarées par les parents et sur les mesures directes. *Rapport sur la santé* 2011;22(3):51-63. Statistique Canada, no 82-003-XP3 au catalogue.