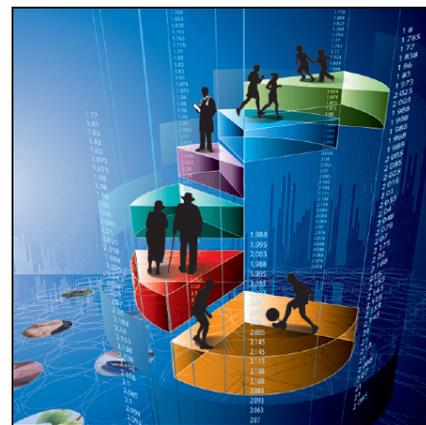


Rapports sur la santé

Les liens entre l'environnement de restauration local et les sorties au restaurant et la consommation de boissons sucrées chez les enfants et les jeunes canadiens

par Jane Y. Polsky et Didier Garriguet

Date de diffusion : le 16 août 2023



Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre de l'Industrie 2023

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Les liens entre l'environnement de restauration local et les sorties au restaurant et la consommation de boissons sucrées chez les enfants et les jeunes canadiens

par Jane Y. Polsky et Didier Garriguet

DOI: <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202300800001-fra>

RÉSUMÉ

Contexte

L'accessibilité de l'alimentation au détail dans les collectivités pourrait influencer les choix alimentaires des résidents locaux. Toutefois, des études antérieures ont montré des résultats mitigés. La présente étude a porté sur les liens entre l'environnement de restauration local et la fréquence de la consommation d'aliments provenant de restaurants et de boissons sucrées chez les enfants et les jeunes canadiens.

Données et méthodologie

La cohorte à l'étude comprenait 23 776 participants (âgés de 1 à 17 ans) de l'Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes de 2019 qui résidaient dans de grands centres de population urbains de l'ensemble des provinces canadiennes. Les mesures de l'accès géographique à divers types de restaurants à distance de marche des zones résidentielles des participants provenaient de l'ensemble de données sur l'environnement alimentaire canadien de 2018. Des modèles de régression de Poisson avec des erreurs-types robustes ont servi à évaluer les liens entre les mesures de densité absolue (nombre par km²) de restaurants à service complet, de restaurants-minute et d'autres restaurants, la densité relative des restaurants-minute (en pourcentage du total des restaurants) et la fréquence de la consommation d'aliments provenant de restaurants-minute ou de restaurants à service complet et de boissons sucrées au cours des sept jours précédents.

Résultats

Après correction pour tenir compte d'un éventail de covariables sociodémographiques, il n'y avait pas de lien cohérent entre les mesures absolue et relative de l'accès aux restaurants et de la fréquence de la consommation d'aliments provenant de restaurants ou de boissons sucrées.

Interprétation

Les résultats n'indiquent aucun lien cohérent entre l'exposition aux restaurants locaux et la fréquence de la consommation d'aliments provenant de restaurants ou de boissons sucrées chez les enfants et les jeunes canadiens. Les efforts visant à créer des environnements qui favorisent des choix alimentaires sains chez les jeunes demeureront importants, mais ils devront probablement cibler de multiples espaces d'activité au-delà du quartier.

Mots-clés

boissons sucrées, comportements alimentaires, environnement alimentaire, quartiers, restaurants, santé des enfants et des adolescents

AUTEURS

Jane Y. Polsky et Didier Garriguet travaillent à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- L'enfance et l'adolescence sont des périodes clés pour acquérir et façonner les préférences et les comportements alimentaires qui perdureront jusqu'à l'âge adulte.
- Ces préférences et ces comportements ne se développent pas en vase clos, mais dans un environnement alimentaire de plus en plus complexe.
- L'accessibilité de l'alimentation au détail dans les collectivités pourrait influencer les choix alimentaires des résidents locaux. Toutefois, des études antérieures ont montré des résultats mitigés.

Ce qu'apporte l'étude

- La présente étude a porté sur les liens entre l'environnement de restauration local et la fréquence de la consommation d'aliments provenant de restaurants et de boissons sucrées chez les enfants et les jeunes canadiens qui vivent dans de grands centres urbains.
- Après correction pour tenir compte d'un éventail de facteurs sociodémographiques, les résultats n'ont révélé aucun lien cohérent entre diverses mesures d'accès aux restaurants et la fréquence de la consommation d'aliments provenant de restaurants ou de boissons sucrées.
- Les efforts visant à créer des environnements qui favorisent des choix alimentaires sains chez les jeunes demeureront importants, mais ils devront probablement cibler de multiples espaces d'activité au-delà du quartier.

Une alimentation saine favorise la croissance et le développement optimaux chez les enfants et les adolescents et aide à réduire le risque d'obésité et de maladies chroniques liées à l'alimentation, comme le diabète¹. L'enfance et l'adolescence sont également des périodes clés pour acquérir et façonner les préférences et les comportements alimentaires qui perdureront jusqu'à l'âge adulte¹. Ces préférences et ces comportements ne se développent pas en vase clos, mais dans un environnement alimentaire de plus en plus complexe. Dans les domaines de la recherche et des politiques publiques, on s'intéresse de plus en plus à la façon dont certains aspects de l'environnement alimentaire, comme l'accessibilité de l'alimentation au détail dans les collectivités, influencent les comportements liés à l'alimentation et l'apport alimentaire²⁻⁴.

Les jeunes Canadiens fréquentent régulièrement les restaurants-minute et les autres types de restaurants, comme les restaurants à service complet et les cafés. Les données nationales, tirées de la dernière Enquête sur la nutrition de 2015, montrent qu'au moins 1 adolescent sur 5 avait consommé des aliments dans un restaurant la veille⁵. Ce chiffre ne tient pas compte des aliments préparés dans les restaurants, mais consommés à l'extérieur des établissements (p. ex. repas à emporter ou livrés), qui représentent plus de la moitié de tous les repas et collations commandés dans les restaurants⁶. Les aliments préparés au restaurant ont tendance à être à forte teneur énergétique, mais pauvres en valeur nutritionnelle, et leur consommation régulière est associée à la prise de poids et à plusieurs maladies métaboliques⁷⁻⁹. La consommation régulière d'aliments préparés par des établissements de restauration rapide, ainsi qu'une plus grande exposition à ces établissements par rapport

à d'autres types de restaurants, ont été associées de façon différentielle à un statut pondéral supérieur et à des résultats métaboliques défavorables dans un certain nombre de rapports précédents⁹⁻¹³.

Des études associant l'exposition locale à divers types de restaurants aux comportements alimentaires et aux résultats en matière de santé ont, à ce jour, donné des résultats mitigés¹⁴⁻¹⁸. Par exemple, alors que certaines études établissent un lien positif entre la densité des restaurants-minute près du domicile ou leur proximité et l'achat et la consommation de repas-minute ou de boissons sucrées chez les jeunes¹⁹⁻²², d'autres documentent une absence de lien²³⁻²⁵. Deux méta-analyses récentes n'ont révélé aucun lien significatif entre diverses mesures de l'accès à des restaurants-minute et à des restaurants à service complet et le statut pondéral des enfants et des adolescents^{17,18}.

Les raisons expliquant les conclusions équivoques des différentes études peuvent comprendre : la petite taille des échantillons, les mesures hétérogènes de l'environnement alimentaire et la mauvaise classification de l'exposition induite par l'utilisation d'ensembles de données secondaires inadéquats pour déterminer les magasins d'alimentation au détail^{15,16,26}. Il a été proposé de mener des études à grande échelle fondées sur des données très précises sur les magasins d'alimentation pour faire progresser l'état des connaissances sur la façon dont les environnements de l'alimentation au détail influencent l'alimentation et la santé des Canadiens²⁶. Des études dans lesquelles les différents groupes d'âge d'enfants et d'adolescents sont mieux définis sont également requises pour

tenir compte de leurs divers degrés d'autonomie et de mobilité pour explorer l'environnement alimentaire^{15,27}.

La présente étude repose sur un ensemble de données pancanadiennes de grande qualité récemment élaboré sur les mesures relatives à l'alimentation au détail²⁸ et sur un vaste échantillon fondé sur la population d'enfants et de jeunes canadiens afin d'examiner les liens entre l'environnement de restauration local et la fréquence de la consommation d'aliments provenant de restaurants et de boissons sucrées.

Méthodologie

Sources des données

Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes de 2019 et échantillon analytique

L'échantillon de la présente étude provient d'une enquête transversale, l'Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes (ECSEJ) de 2019²⁹. L'ECSEJ de 2019 a permis de recueillir des renseignements sur les enjeux qui ont une incidence sur la santé physique et mentale des enfants et des jeunes au Canada. La couverture de l'enquête excluait les enfants et les jeunes vivant dans les réserves des Premières Nations et d'autres établissements autochtones dans les provinces, les enfants et les jeunes vivant dans des foyers d'accueil et la population vivant en établissement. L'enquête a couvert environ 98 % de la population canadienne âgée de 1 à 17 ans dans toutes les provinces. Les données de l'ECSEJ de 2019 ont été recueillies de février à août 2019 auprès d'enfants et de jeunes âgés de 1 à 17 ans au 31 janvier 2019. Un questionnaire a été soumis à la personne la mieux renseignée sur l'enfant ou le jeune sélectionné et un autre questionnaire, comprenant des questions sur les comportements relatifs à la nourriture et aux boissons, a été soumis directement aux jeunes âgés de 12 à 17 ans. Les données ont été recueillies électroniquement et les questionnaires ont été principalement remplis par les répondants eux-mêmes (70 %), tandis que les autres questionnaires ont été remplis au téléphone avec l'aide d'un intervieweur ou au moyen d'une combinaison de méthodes. Le taux de réponse global à l'ECSEJ de 2019 était de 52,1 %, ce qui donne un échantillon final de 47 481 répondants.

Les répondants à l'ECSEJ de 2019 se sont vu attribuer des mesures de la densité des restaurants à partir de l'ensemble de données sur l'environnement alimentaire canadien, décrit ci-dessous, en fonction de leur aire de diffusion (AD) résidentielle. Une AD est une petite unité géographique normalisée relativement stable ayant une population moyenne de 400 à 700 habitants³⁰. Étant donné que l'environnement de l'alimentation au détail à l'échelle locale (c.-à-d. à distance de marche de l'endroit où les gens vivent) est un concept utile principalement dans les régions urbaines, et parce que les AD dans les régions non urbaines ont tendance à être très vastes, la présente analyse s'est limitée aux résidents des grands centres

de population urbains (100 000 habitants et plus). L'échantillon analytique final de la présente étude était de 23 776 répondants vivant dans l'une des 28 régions métropolitaines de recensement (RMR) réparties dans les provinces canadiennes.

Ensemble de données sur l'environnement alimentaire canadien de 2018

Les données sur l'environnement de restauration à l'échelle locale proviennent de l'ensemble de données sur l'environnement alimentaire canadien (Can-FED), qui a été décrit précédemment²⁸. En résumé, le Can-FED est un ensemble de données pancanadiennes sur les mesures de l'environnement de l'alimentation au détail à l'échelle des quartiers, fondé sur des données tirées du Registre des entreprises de Statistique Canada de 2018. Ce dernier est un répertoire central de données sur les entreprises ayant des activités au Canada. Les magasins d'alimentation au détail du Can-FED ont d'abord été sélectionnés en fonction des codes du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord attribués par le Registre des entreprises, puis enrichis d'une méthode d'attribution fondée sur le nom afin de mieux classer les magasins (p. ex. pour classer plus adéquatement les restaurants-minute, on a cherché des noms de chaînes de restaurants pour trouver des termes clés comme « burger », « pizza » et « frit »)²⁸. Les mesures relatives aux restaurants ont été calculées à l'aide de zones tampons du réseau de rues autour de centroïdes pondérés en fonction de la population de toutes les AD de 2016 au Canada.

Mesures et définitions

Comportements liés à l'alimentation

La **fréquence des sorties au restaurant** a été évaluée au moyen d'une seule question : « Dans les sept derniers jours, combien de fois as-tu [ou cet enfant a-t-il] mangé de la nourriture d'établissements de restauration rapide ou de restaurants avec service? » Toutes les analyses multivariées ont utilisé la forme continue de cette variable, tandis que les catégories (zéro fois, une fois, deux fois et trois fois ou plus) ont été créées à des fins descriptives seulement.

La **fréquence de la consommation de boissons sucrées** a été évaluée seulement pour les participants âgés de 3 ans et plus. Des questions étaient posées sur le nombre de fois que les participants avaient consommé, dans les sept derniers jours, chacune des boissons sucrées suivantes : jus de fruits pur à 100 %, boissons à saveur de fruits et boissons gazeuses ordinaires. On a également demandé aux participants âgés de 12 à 17 ans la fréquence à laquelle ils avaient consommé du café ou du thé sucré, ou du café ou du thé glacé dans les sept derniers jours. Aux fins de la présente analyse, la consommation de boissons a été classée selon les catégories suivantes : jus de fruits et boissons aux fruits, boissons gazeuses, cafés et thés sucrés ou glacés, et total des boissons sucrées consommées.

Tableau 1
Caractéristiques des participants à l'étude, population à domicile âgée de 1 à 17 ans
vivant dans les grands centres de population urbains, Canada, 2019 (n = 23 776)

	nombre	Estimation	Intervalle de confiance à 95 %	
			de	à
Groupe d'âge et de sexe (%)				
Enfants âgés de 1 à 5 ans	8 668	29,3	28,8	29,8
Enfants âgés de 6 à 11 ans	8 574	35,3	34,8	35,9
Garçons âgés de 12 à 17 ans	3 241	18,0	17,6	18,3
Filles âgées de 12 à 17 ans	3 293	17,4	17,0	17,8
Sexe (%)				
Garçons	12 071	50,9	50,4	51,4
Filles	11 705	49,1	48,6	49,6
Taille du ménage (%)				
Trois personnes ou moins	5 598	24,1	23,4	24,8
Quatre personnes	10 412	41,5	40,7	42,4
Cinq personnes	4 975	21,8	21,1	22,5
Six personnes ou plus	2 791	12,6	12,0	13,2
Niveau de scolarité du ménage (%)				
Diplôme d'études secondaires ou moins	2 795	12,8	12,2	13,4
École de métiers ou collège ou études universitaires partielles	7 011	32,1	31,3	32,9
Baccalauréat	7 186	29,0	28,3	29,8
Grade supérieur au baccalauréat	6 784	26,2	25,5	26,9
Revenu du ménage (%)				
39 999 \$ ou moins	4 241	18,4	17,7	19,1
40 000 \$ à 69 999 \$	4 135	18,6	17,9	19,4
70 000 \$ à 99 999 \$	4 059	17,7	17,0	18,4
100 000 \$ à 149 999 \$	4 946	21,0	20,3	21,7
150 000 \$ ou plus	6 395	24,3	23,6	25,0
Statut d'immigrant (%)				
Non-immigrant	11 858	51,0	50,2	51,8
Immigrant	11 918	49,0	48,2	49,8
Région (%)				
RMR des provinces de l'Atlantique	1 259	2,7	2,6	2,9
Québec – RMR autres que Montréal	460	4,2	3,8	4,7
Québec – RMR de Montréal	1 723	16,4	15,8	17,0
Ontario – RMR d'Ottawa, de Kingston et d'Oshawa	1 712	7,7	7,4	8,0
Ontario – RMR de Toronto	10 085	26,4	26,1	26,7
Ontario – toutes les autres RMR	2 908	11,6	11,4	11,8
RMR du Manitoba et de la Saskatchewan	1 444	6,1	5,8	6,3
RMR de l'Alberta	1 972	12,4	12,0	12,8
RMR de la Colombie-Britannique	2 213	12,5	12,2	12,9
Fréquence des sorties au restaurant dans les sept jours précédents (moyenne)				
	23 766	2,2	2,2	2,2
Fréquence de la consommation de boissons sucrées dans les sept jours précédents (moyenne)				
Jus de fruits et boissons aux fruits	20 038	3,9	3,8	3,9
Boissons gazeuses	19 969	0,8	0,8	0,8
Cafés et thés sucrés	6 487	1,5	1,4	1,6
Nombre total de boissons	20 045	5,2	5,1	5,3

Notes : La fréquence des sorties au restaurant a été évaluée en fonction du nombre de fois que les répondants ont mangé des aliments provenant d'un restaurant-minute ou d'un restaurant avec service aux tables dans les sept jours précédents. Les questions sur la consommation de boissons sucrées n'ont été posées qu'aux enfants et aux jeunes de trois ans et plus. La question sur la fréquence de la consommation de cafés et de thés sucrés n'a été posée qu'aux jeunes de 12 ans et plus. RMR : Région métropolitaine de recensement.

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes, 2019.

Mesures de la densité des restaurants

L'exposition locale à divers types de restaurants a été déterminée pour de petites parcelles de terrain résidentiel (c.-à-d. des AD), à l'aide de zones tampons de 1 000 m. Plus précisément, pour chaque participant, l'exposition à des restaurants à une distance de moins de 1 000 m par le réseau routier du centroïde d'AD pondéré en fonction de la population représentait un environnement local accessible à moins de 10 à 15 minutes de marche entre le centre et l'extrémité de chaque zone tampon²⁸. Bien qu'une vaste gamme de distances tampons

ait été utilisée dans des recherches antérieures, la plupart des études reposent sur des zones tampons de 500 à 1 000 m pour représenter l'accessibilité de l'alimentation au détail dans le quartier local ou à pied^{15,16}.

La présente étude a permis d'examiner les dimensions absolues et relatives de l'accessibilité aux restaurants en fonction d'une gamme complète de types de restaurants disponibles. L'examen de plusieurs types de restaurants a permis de mieux corrélérer les comportements liés à l'alimentation (p. ex. densité des cafés et fréquence de la consommation de cafés et de thés sucrés) et

d'évaluer l'incidence différentielle de l'exposition aux restaurants-minute comparativement aux autres types de restaurants⁹⁻¹³. Les **densités absolues** des types de restaurants suivants ont été mesurées comme le nombre de restaurants dans chaque zone tampon divisé par sa superficie totale (en km²) :

- restaurants à service complet (c.-à-d. restaurants avec des places assises qui offrent habituellement le service à la table et où les clients paient après avoir mangé);
- restaurants-minute appartenant à une chaîne (c.-à-d. restaurants à service restreint qui vendent des aliments prêts à servir ou rapidement préparés, habituellement commandés à un comptoir; cette catégorie comprend les noms de chaînes et d'entreprises faisant allusion à des restaurants-minute, p. ex. « burger », « pizza », « frites »);
- autres restaurants-minute (c.-à-d. autres restaurants à service restreint qui ne sont pas inclus dans la catégorie des restaurants-minute appartenant à une chaîne);
- cafés (c.-à-d. restaurants à service restreint qui servent du café ou du thé et qui n'offrent habituellement pas un menu complet);
- total des restaurants à service restreint (somme des restaurants-minute appartenant à une chaîne, des autres restaurants-minute et des cafés);
- total des restaurants (somme de tous les types de restaurants).

La **densité relative** des restaurants-minute appartenant à une chaîne à l'intérieur de chaque zone tampon a été définie comme suit : densité des restaurants-minute appartenant à une chaîne / densité totale des restaurants x 100 %. Comme cette mesure entraîne des valeurs manquantes pour les participants qui ne vivent pas près d'un restaurant, tous types confondus (c.-à-d. 0 comme dénominateur, n = 2 512), l'échantillon analytique pour cette mesure de la densité relative était de 21 264.

Covariables

Le choix des covariables pour les analyses multivariées a été fait en fonction des études et des données disponibles de l'ECSEJ de 2019²⁹. Les variables comprenaient des caractéristiques sociodémographiques à l'échelle de la personne et des ménages.

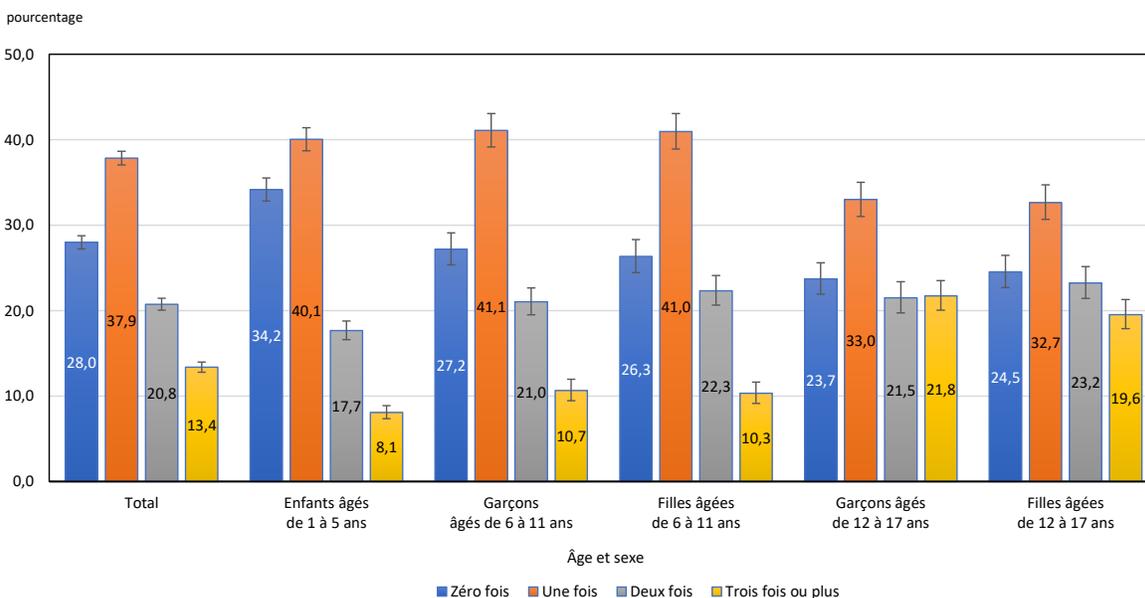
À des fins descriptives et d'analyses stratifiées, l'**âge** a été classé comme suit : les jeunes enfants âgés de 1 à 5 ans, les enfants âgés de 6 à 11 ans et les jeunes âgés de 12 à 17 ans. L'âge a été saisi en format continu dans les analyses multivariées.

Le **sexe** à la naissance a été classé comme masculin ou féminin.

La **taille des ménages** a été utilisée en format continu dans les modèles multivariés et, à des fins descriptives, groupée ainsi : trois personnes ou moins, quatre personnes, cinq personnes et six personnes ou plus.

Le plus haut niveau de **scolarité** atteint au sein du ménage a été classé comme suit : diplôme d'études secondaires ou moins;

Figure 1
Fréquence des sorties au restaurant dans les sept jours précédents, dans l'ensemble et selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile âgée de 1 à 17 ans vivant dans les grands centres de population urbains, Canada, 2019



Note : La fréquence des sorties au restaurant a été évaluée en fonction du nombre de fois que les répondants ont mangé des aliments provenant d'un restaurant-minute ou d'un restaurant avec service aux tables dans les sept jours précédents.

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes, 2019.

Tableau 2
Caractéristiques descriptives des mesures de densité des restaurants dans un rayon de 1 000 m autour des secteurs résidentiels des participants à l'étude, population à domicile âgée de 1 à 17 ans vivant dans les grands centres de population urbains, Canada, 2019

	Médiane	Minimum	Maximum	Écart interquartile
Densités absolues de restaurants (nombre/km²)				
Service complet	2,7	0,0	142,8	5,2
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,1	0,0	50,3	2,7
Autres restaurants-minute	1,4	0,0	61,5	3,2
Cafés	0,0	0,0	39,4	0,8
Total des restaurants à service restreint	3,0	0,0	138,9	5,2
Total des restaurants	5,9	0,0	263,2	9,8
Densité relative des restaurants (%)				
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	16,7	0,0	100,0	33,3

Notes : Les densités absolues des restaurants ont été définies comme le nombre de restaurants par km² dans une zone tampon de 1 000 m des zones résidentielles des participants (n = 23 776). La densité relative des restaurants a été définie comme le pourcentage de restaurants-minute appartenant à une chaîne par rapport au total des restaurants dans une zone tampon de 1 000 m des zones résidentielles des participants. La mesure de la densité relative a été calculée uniquement pour les participants qui vivaient à proximité d'au moins un restaurant de n'importe quel type (c.-à-d. dénominateur autre que zéro) (n = 21 264).

Sources : Statistique Canada, Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes, 2019, et ensemble de données sur l'environnement alimentaire canadien, 2018.

certificat ou diplôme d'une école de métiers, collège ou cégep, études universitaires partielles inférieures au baccalauréat; baccalauréat; certificat, diplôme ou grade universitaire supérieur au baccalauréat.

Le **revenu total du ménage** de toutes les sources en 2018, avant impôts et déductions, a été classé comme suit : inférieur à 40 000 \$, de 40 000 \$ à moins de 70 000 \$, de 70 000 \$ à moins de 100 000 \$, de 100 000 \$ à moins de 150 000 \$ et 150 000 \$ ou plus. Dans le cadre de l'ECSEJ de 2019, le revenu du ménage a été imputé au moyen de l'imputation par donneur lorsque les valeurs étaient manquantes, soit pour 12 % des répondants²⁹.

Un enfant ou un jeune a été classé comme vivant dans un ménage d'**immigrants** si l'enfant ou le jeune, la personne la mieux renseignée sur l'enfant ou le jeune, ou son conjoint, a déjà été un immigrant ayant obtenu le droit d'établissement, un résident permanent, ou un résident non permanent au Canada.

La **région de résidence** reposait sur les RMR et a été regroupée à l'échelon provincial lorsque les données étaient rares : les provinces de l'Atlantique (c.-à-d. Terre-Neuve-et-Labrador, la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick); les RMR du Québec autres que Montréal; Montréal; Ottawa, Kingston et Oshawa; Toronto; toutes les autres RMR de l'Ontario; le Manitoba et la Saskatchewan; l'Alberta; la Colombie-Britannique.

Techniques d'analyse

Toutes les analyses statistiques ont été effectuées à l'aide de la version 9.4 de SAS (SAS Institute, Cary, Caroline du Nord) ou du logiciel SUDAAN 11.0.3 exécutable par SAS, en appliquant les poids d'échantillonnage normalisés fournis par Statistique Canada pour maintenir la représentativité de la population. Des poids bootstrap ont été appliqués pour produire des erreurs-types robustes. Des fréquences ou des moyennes pondérées ont été générées pour estimer la fréquence des sorties au restaurant et de la consommation de diverses boissons sucrées dans les

sept jours précédents pour l'ensemble de l'échantillon et par groupe d'âge et de sexe. Étant donné que la fréquence des sorties au restaurant et de la consommation de boissons sont des données de dénombrement, la présente analyse reposait sur des modèles linéaires généralisés avec une répartition de Poisson et une fonction de lien logarithmique pour que les mesures de densité des restaurants fassent l'objet d'une régression en ce qui concerne les variables de résultats. Les estimations des paramètres obtenues à partir de ces modèles de régression de Poisson sont des coefficients bêta exponentiels et représentent des rapports de taux (RT) pour l'effet des mesures de la densité des restaurants sur la fréquence des sorties au restaurant ou de la consommation de boissons. Chaque mesure de la densité des restaurants a été modélisée séparément en raison de la forte corrélation entre ces mesures d'exposition (données non présentées). Pour permettre une plus grande comparabilité de l'ampleur des effets entre les variables ayant différentes répartitions, toutes les mesures de la densité des restaurants ont été remises à l'échelle en fonction de leur écart interquartile respectif, soit la différence entre le 25^e et le 75^e centile de la répartition pour chaque variable. Des modèles ont été générés pour l'échantillon global et pour les groupes d'âge suivants afin de tenir compte des différences dans les niveaux d'autonomie des enfants et des jeunes^{15,27} : jeunes enfants âgés de 1 à 5 ans, enfants plus âgés de 6 à 11 ans et jeunes âgés de 12 à 17 ans. Des modèles propres au sexe ont été générés pour les deux groupes plus âgés en raison de preuves d'effets différentiels de l'exposition à l'environnement alimentaire selon le sexe chez les enfants plus âgés et les jeunes³¹⁻³³. Étant donné que la question sur la consommation de boisson n'était posée qu'aux enfants et aux jeunes âgés de 3 ans et plus, les modèles prédisant la fréquence de la consommation de boissons sucrées regroupaient les jeunes enfants comme étant ceux âgés de 3 à 11 ans.

Tableau 3
Associations entre la densité des restaurants et la fréquence des sorties au restaurant dans les sept jours précédents¹, population à domicile âgée de 1 à 17 ans vivant dans les grands centres de population urbains, Canada, 2019

	Non corrigés			Corrigés ²		
	Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 % de à		Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 % de à	
Échantillon total (n = 23 776)						
Densités absolues des restaurants						
Service complet	1,01	1,00	1,01	1,01	1,00	1,01
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,01	0,99	1,03	1,01	0,99	1,03
Autres restaurants-minute	1,01 †	1,00	1,02	1,01	1,00	1,02
Cafés	1,01 ††	1,01	1,02	1,01 †	1,00	1,02
Total des restaurants à service restreint	1,01 †	1,00	1,02	1,01	1,00	1,02
Total des restaurants	1,01	1,00	1,02	1,01	1,00	1,02
Densité relative des restaurants						
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,97	0,95	1,00	0,99	0,96	1,02
Enfants âgés de 1 à 5 ans (n = 8 668)						
Densités absolues des restaurants						
Service complet	1,01	1,00	1,02	1,01	1,00	1,02
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,02	1,00	1,05	1,03	1,00	1,06
Autres restaurants-minute	1,01	0,99	1,03	1,01	1,00	1,03
Cafés	1,01 †	1,00	1,03	1,01	1,00	1,02
Total des restaurants à service restreint	1,01	1,00	1,03	1,01	1,00	1,03
Total des restaurants	1,01	1,00	1,02	1,01	1,00	1,02
Densité relative des restaurants						
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,00	0,96	1,05	1,01	1,00	1,02
Garçons âgés de 6 à 11 ans (n = 4 391)						
Densités absolues des restaurants						
Service complet	1,01	1,00	1,03	1,01	0,99	1,02
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,01	0,97	1,05	1,00	0,96	1,04
Autres restaurants-minute	1,02	1,00	1,05	1,01	0,98	1,04
Cafés	1,02 ††	1,01	1,04	1,01	0,99	1,03
Total des restaurants à service restreint	1,02	1,00	1,04	1,01	0,98	1,03
Total des restaurants	1,02	1,00	1,04	1,01	0,99	1,03
Densité relative des restaurants						
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,95	0,89	1,02	0,97	0,90	1,05
Filles âgées de 6 à 11 ans (n = 4 183)						
Densités absolues des restaurants						
Service complet	0,99	0,97	1,01	0,99	0,98	1,01
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,97	0,92	1,02	0,97	0,93	1,02
Autres restaurants-minute	0,98	0,94	1,01	0,99	0,96	1,01
Cafés	1,01	0,99	1,03	1,00	0,99	1,02
Total des restaurants à service restreint	0,98	0,95	1,02	0,99	0,97	1,01
Total des restaurants	0,99	0,96	1,02	0,99	0,97	1,01
Densité relative des restaurants						
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,95	0,85	1,05	0,95	0,86	1,04
Garçons âgés de 12 à 17 ans (n = 3 241)						
Densités absolues des restaurants						
Service complet	1,01	0,99	1,03	1,00	0,98	1,02
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,04	0,99	1,08	1,02	0,98	1,06
Autres restaurants-minute	1,03 †	1,00	1,06	1,01	0,98	1,04
Cafés	1,03 †	1,00	1,05	1,01	0,99	1,04
Total des restaurants à service restreint	1,03 †	1,00	1,06	1,01	0,99	1,04
Total des restaurants	1,02	1,00	1,04	1,01	0,98	1,03
Densité relative des restaurants						
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,99	0,93	1,05	1,00	0,94	1,06
Filles âgées de 12 à 17 ans (n = 3 293)						
Densités absolues des restaurants						
Service complet	1,01	0,99	1,04	1,01	0,98	1,04
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,99	0,95	1,04	0,99	0,95	1,03
Autres restaurants-minute	1,03	0,99	1,07	1,02	0,98	1,06
Cafés	1,02	0,99	1,06	1,02	0,98	1,05
Total des restaurants à service restreint	1,02	0,98	1,05	1,01	0,97	1,05
Total des restaurants	1,02	0,98	1,05	1,01	0,98	1,05
Densité relative des restaurants						
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,98	0,92	1,04	0,99	0,94	1,05

¹ rapport de taux significativement différent de 1,00 (p<0,05)

² rapport de taux significativement différent de 1,00 (p<0,01)

1. La fréquence des sorties au restaurant a été évaluée en fonction du nombre de fois où les répondants ont mangé des aliments provenant d'un restaurant-minute ou d'un restaurant avec service aux tables dans les sept jours précédents. Les résultats présentés dans le tableau proviennent de modèles de régression de Poisson distincts. Les rapports de taux sont estimés pour une augmentation des densités de restaurants équivalente à l'écart interquartile : 5 par km² pour les restaurants à service complet, 3 par km² pour les restaurants-minute appartenant à une chaîne, 3 par km² pour les autres restaurants-minute, 1 par km² pour les cafés, 5 par km² pour le total des restaurants à service limité, 10 par km² pour le total des restaurants et 33,3 % pour la densité relative des restaurants-minute appartenant à une chaîne par rapport au total des restaurants. Le total des restaurants à service restreint fait référence à l'ensemble des restaurants-minute appartenant à une chaîne, des autres restaurants-minute et des cafés.

2. Les modèles corrigés tiennent compte de l'âge, du sexe (sauf les modèles propres au sexe), de la taille du ménage, de la scolarité, du revenu, du statut d'immigrant et de la région.

Sources : Statistique Canada, Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes, 2019, et ensemble de données sur l'environnement alimentaire canadien, 2018.

Résultats

Le tableau 1 présente les caractéristiques de l'échantillon des participants à l'étude (n = 23 776) qui résidaient dans de grands centres de population urbains et pour lesquels il ne manquait pas de données concernant les principales variables d'intérêt. Dans l'ensemble de l'échantillon, la fréquence moyenne des sorties au restaurant dans les sept jours précédents était de 2,2 fois, alors que celle de la consommation totale de boissons sucrées était de 5,2 fois. La fréquence des sorties au restaurant augmentait avec l'âge : plus de 40 % des jeunes âgés de 12 à 17 ans avaient mangé au restaurant deux fois ou plus dans les sept jours précédents, contre environ le tiers des enfants âgés de

6 à 11 ans et le quart des jeunes enfants âgés de 1 à 5 ans (figure 1).

Dans un rayon de 10 à 15 minutes de marche des zones résidentielles des participants, la densité absolue (c.-à-d. le nombre de restaurants par zone tampon totale en km²) de restaurants à service complet (médiane : 2,7; écart interquartile : 5,2) était semblable à celle du total des restaurants à service restreint (médiane : 3,0; écart interquartile : 5,2) (tableau 2). La densité relative médiane des restaurants-minute appartenant à une chaîne par rapport au total des restaurants était de 16,7 % (écart interquartile : 33,3 %).

Tableau 4-1

Associations entre les densités des restaurants et la fréquence de la consommation de boissons sucrées dans les sept jours précédents¹, population à domicile âgée de 1 à 17 ans vivant dans les grands centres de population urbains, Canada, 2019

	Nombre total de boissons						Jus de fruits et boissons aux fruits					
	Non corrigés			Corrigés ²			Non corrigés			Corrigés ²		
	Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 %	
Garçons âgés de 3 à 11 ans (n = 6 951)												
Densités absolues des restaurants												
Service complet	0,99	0,98	1,01	1,00	0,98	1,01	1,00	0,98	1,01	1,00	0,98	1,02
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,02	0,99	1,06	1,01	0,97	1,04	1,02	0,99	1,05	1,00	0,97	1,04
Autres restaurants-minute	0,99	0,96	1,01	0,99	0,97	1,02	0,99	0,96	1,01	0,99	0,97	1,02
Cafés	0,98 [‡]	0,96	1,00	1,00	0,98	1,01	0,98 [‡]	0,96	1,00	1,00	0,98	1,02
Total des restaurants à service restreint	1,00	0,98	1,01	1,00	0,98	1,02	1,00	0,98	1,02	1,00	0,97	1,02
Total des restaurants	0,99	0,98	1,01	1,00	0,98	1,02	0,99	0,98	1,01	1,00	0,98	1,02
Densité relative des restaurants												
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,08 ^{**}	1,02	1,13	1,02	0,97	1,08	1,07 [‡]	1,02	1,14	1,02	0,97	1,08
Filles âgées de 3 à 11 ans (n = 6 659)												
Densités absolues des restaurants												
Service complet	0,98	0,96	1,00	0,98	0,96	1,00	0,98	0,96	1,00	0,98	0,96	1,00
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,00	0,97	1,03	0,99	0,96	1,03	1,00	0,96	1,03	0,99	0,95	1,03
Autres restaurants-minute	0,97 [‡]	0,94	1,00	0,97 [‡]	0,94	1,00	0,97 [‡]	0,94	1,00	0,96 [‡]	0,93	0,99
Cafés	0,96 ^{**}	0,94	0,99	0,98 [‡]	0,95	1,00	0,96 ^{**}	0,94	0,99	0,97 [‡]	0,95	1,00
Total des restaurants à service restreint	0,98	0,96	1,00	0,98	0,96	1,00	0,98	0,95	1,00	0,97 [‡]	0,95	1,00
Total des restaurants	0,98 [‡]	0,96	1,00	0,98	0,96	1,00	0,98	0,95	1,00	0,98 [‡]	0,95	1,00
Densité relative des restaurants												
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,09 ^{**}	1,02	1,16	1,05	0,99	1,11	1,09 [‡]	1,02	1,17	1,05	0,99	1,12
Garçons âgés de 12 à 17 ans (n = 3 226)												
Densités absolues des restaurants												
Service complet	0,99	0,98	1,01	0,99	0,97	1,01	0,98	0,95	1,01	0,98	0,95	1,00
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,02	0,99	1,05	1,00	0,98	1,03	0,97	0,92	1,02	0,97	0,93	1,02
Autres restaurants-minute	0,99	0,97	1,02	0,99	0,97	1,01	0,98	0,94	1,02	0,98	0,95	1,02
Cafés	0,99	0,97	1,02	0,99	0,97	1,01	0,98	0,94	1,02	0,99	0,95	1,02
Total des restaurants à service restreint	1,00	0,98	1,02	0,99	0,97	1,01	0,98	0,94	1,02	0,98	0,95	1,02
Total des restaurants	1,05	0,98	1,13	0,99	0,97	1,01	0,98	0,94	1,01	0,98	0,94	1,01
Densité relative des restaurants												
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,03	0,97	1,09	1,01	0,96	1,07	0,97	0,90	1,05	0,96	0,89	1,03
Filles âgées de 12 à 17 ans (n = 3 282)												
Densités absolues des restaurants												
Service complet	0,98	0,96	1,01	0,98	0,96	1,01	0,97	0,93	1,01	0,97	0,93	1,00
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,98	0,94	1,02	0,98	0,94	1,02	0,95	0,90	1,00	0,94 [‡]	0,89	0,99
Autres restaurants-minute	0,97	0,92	1,02	0,97	0,92	1,01	0,96	0,88	1,04	0,95	0,88	1,03
Cafés	0,98	0,96	1,01	0,99	0,96	1,02	0,97	0,92	1,01	0,99	0,95	1,03
Total des restaurants à service restreint	0,98	0,95	1,01	0,98	0,95	1,01	0,96	0,91	1,01	0,95	0,91	1,00
Total des restaurants	0,98	0,95	1,01	0,98	0,95	1,01	0,96	0,92	1,01	0,96 [‡]	0,92	1,00
Densité relative des restaurants												
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	0,99	0,93	1,05	0,98	0,92	1,04	0,98	0,90	1,08	0,97	0,89	1,06

... n'ayant pas lieu de figurer

[‡] rapport de taux significativement différent de 1,00 (p<0,05)

^{**} rapport de taux significativement différent de 1,00 (p<0,01)

1. Les résultats présentés dans le tableau proviennent de modèles de régression de Poisson distincts. Les rapports de taux sont estimés pour une augmentation des densités de restaurants équivalente à l'écart interquartile : 5 par km² pour les restaurants à service complet, 3 par km² pour les restaurants-minute appartenant à une chaîne, 3 par km² pour les autres restaurants-minute, 1 par km² pour les cafés, 5 par km² pour le total des restaurants à service limité, 10 par km² pour le total des restaurants et 33,3 % pour la densité relative des restaurants-minute appartenant à une chaîne par rapport au total des restaurants. Le total des restaurants à service restreint fait référence à l'ensemble des restaurants-minute appartenant à une chaîne, des autres restaurants-minute et des cafés.

2. Les modèles corrigés tiennent compte de l'âge, de la taille du ménage, du niveau de scolarité, du revenu, du statut d'immigrant et de la région.

Sources : Statistique Canada, Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes, 2019, et ensemble de données sur l'environnement alimentaire canadien, 2018.

Tableau 4-2

Associations entre les densités des restaurants et la fréquence de la consommation de boissons sucrées dans les sept jours précédents¹, population à domicile âgée de 1 à 17 ans vivant dans les grands centres de population urbains, Canada, 2019

	Boissons gazeuses						Cafés et thés sucrés					
	Non corrigés			Corrigés ²			Non corrigés			Corrigés ²		
	Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 %		Rapport de taux	Intervalle de confiance à 95 %	
	de	à	de	à	de	à	de	à	de	à	de	à
Garçons âgés de 3 à 11 ans (n = 6 951)												
Densités absolues des restaurants												
Service complet	0,99	0,96	1,02	1,00	0,96	1,03
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,05	0,98	1,11	1,04	0,97	1,11
Autres restaurants-minute	0,98	0,94	1,02	0,99	0,94	1,04
Cafés	0,96 †	0,92	1,00	0,97	0,93	1,01
Total des restaurants à service restreint	1,00	0,96	1,03	1,00	0,96	1,04
Total des restaurants	0,99	0,96	1,02	1,00	0,96	1,03
Densité relative des restaurants												
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,08	0,98	1,20	1,06	0,95	1,17
Filles âgées de 3 à 11 ans (n = 6 659)												
Densités absolues des restaurants												
Service complet	0,99	0,94	1,03	1,00	0,96	1,05
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,04	0,98	1,10	1,02	0,95	1,09
Autres restaurants-minute	1,01	0,96	1,06	1,02	0,97	1,08
Cafés	0,97	0,92	1,02	0,99	0,94	1,03
Total des restaurants à service restreint	1,01	0,97	1,05	1,01	0,97	1,05
Total des restaurants	0,99	0,95	1,04	1,01	0,96	1,05
Densité relative des restaurants												
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,08	0,95	1,23	0,98	0,85	1,12
Garçons âgés de 12 à 17 ans (n = 3 226)												
Densités absolues des restaurants												
Service complet	1,02	0,99	1,05	1,01	0,98	1,04	1,01	0,97	1,05	1,00	0,97	1,04
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,08 ††	1,03	1,12	1,04	1,00	1,09	1,06	0,99	1,14	1,03	0,96	1,10
Autres restaurants-minute	1,03	0,99	1,07	1,01	0,98	1,05	0,99	0,94	1,04	0,97	0,92	1,03
Cafés	1,02	0,98	1,06	1,01	0,98	1,04	1,00	0,95	1,05	0,99	0,94	1,04
Total des restaurants à service restreint	1,04 †	1,01	1,07	1,02	0,99	1,05	1,01	0,97	1,06	0,99	0,95	1,04
Total des restaurants	1,03	1,00	1,06	1,02	0,99	1,05	1,01	0,97	1,05	1,00	0,96	1,04
Densité relative des restaurants												
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,11 †	1,02	1,21	1,10 †	1,01	1,19	1,10	0,99	1,22	1,09	0,98	1,22
Filles âgées de 12 à 17 ans (n = 3 282)												
Densités absolues des restaurants												
Service complet	1,00	0,96	1,04	1,00	0,96	1,05	1,00	0,97	1,04	1,01	0,97	1,04
Restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,02	0,95	1,10	1,00	0,93	1,08	1,03	0,96	1,10	1,03	0,96	1,10
Autres restaurants-minute	0,98	0,93	1,05	0,99	0,93	1,06	0,99	0,93	1,04	0,99	0,93	1,04
Cafés	1,00	0,95	1,05	1,00	0,95	1,06	1,00	0,96	1,05	0,99	0,95	1,04
Total des restaurants à service restreint	1,00	0,95	1,05	1,00	0,94	1,05	1,00	0,96	1,05	1,00	0,95	1,05
Total des restaurants	1,00	0,95	1,05	1,00	0,95	1,05	1,00	0,96	1,05	1,01	0,96	1,05
Densité relative des restaurants												
% de restaurants-minute appartenant à une chaîne	1,04	0,94	1,14	1,01	0,92	1,11	0,98	0,91	1,07	0,99	0,91	1,06

... n'ayant pas lieu de figurer

† rapport de taux significativement différent de 1,00 (p<0,05)

†† rapport de taux significativement différent de 1,00 (p<0,01)

1. Les résultats présentés dans le tableau proviennent de modèles de régression de Poisson distincts. Les rapports de taux sont estimés pour une augmentation des densités de restaurants équivalente à l'écart interquartile : 5 par km² pour les restaurants à service complet, 3 par km² pour les restaurants-minute appartenant à une chaîne, 3 par km² pour les autres restaurants-minute, 1 par km² pour les cafés, 5 par km² pour le total des restaurants à service limité, 10 par km² pour le total des restaurants et 33,3 % pour la densité relative des restaurants-minute appartenant à une chaîne par rapport au total des restaurants. Le total des restaurants à service restreint fait référence à l'ensemble des restaurants-minute appartenant à une chaîne, des autres restaurants-minute et des cafés.

2. Les modèles corrigés tiennent compte de l'âge, de la taille du ménage, du niveau de scolarité, du revenu, du statut d'immigrant et de la région.

Sources : Statistique Canada, Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes, 2019, et ensemble de données sur l'environnement alimentaire canadien, 2018.

Le tableau 3 illustre le lien entre les densités absolue et relative des restaurants situés près du domicile des participants et la fréquence des sorties au restaurant dans les sept jours précédents. Pour l'ensemble de l'échantillon et les analyses stratifiées par groupe d'âge et de sexe, les estimations des modèles non corrigés et entièrement corrigés après la prise en compte des covariables sociodémographiques se sont rapprochées d'une valeur nulle (c.-à-d. RT de 1,0). Lorsqu'un lien statistiquement significatif était observé, l'ampleur de l'effet était très faible (c.-à-d. pour l'échantillon total, chaque café supplémentaire à distance de marche était associé à une

augmentation de 1 % de la fréquence des sorties au restaurant; RT = 1,01; intervalle de confiance [IC] à 95 % : 1,00 à 1,12).

Le tableau 4 présente les liens entre les densités des restaurants et la fréquence de la consommation de boissons sucrées. Chez les garçons âgés de 3 à 11 ans et de 12 à 17 ans, l'exposition à des densités absolues plus élevées de divers types de restaurants, du total des restaurants à service restreint et du nombre total de restaurants près des zones résidentielles des participants n'était généralement pas liée à la fréquence de la consommation totale de boissons, de jus de fruits ou de boissons aux fruits et de boissons gazeuses, dans les modèles non

corrigés et les modèles corrigés pour tenir compte des covariables sociodémographiques produisant des RT proches d'une valeur nulle. Chez les jeunes âgés de 12 à 17 ans, la consommation de cafés et de thés sucrés n'avait aucun lien avec les densités absolues plus élevées des cafés avoisinants. Chez les filles, les modèles corrigés en fonction des variables sociodémographiques ont révélé un taux légèrement plus faible de consommation de jus de fruits ou de boissons aux fruits (c.-à-d. le nombre de fois qu'ils ont été consommés dans les sept jours précédents) associé à une plus grande densité de divers restaurants à service restreint et du total des restaurants (p. ex. chez les filles âgées de 12 à 17 ans, RT = 0,96 pour cinq restaurants supplémentaires au total par km²; IC à 95 % : 0,92 à 1,00).

La densité relative des restaurants-minute appartenant à une chaîne en pourcentage de tous les restaurants à distance de marche n'était pas liée à la fréquence de la consommation de boissons sucrées parmi tous les groupes d'âge et de sexe, après la prise en compte des covariables sociodémographiques (tableau 4). La seule exception était les garçons âgés de 12 à 17 ans, chez qui la consommation de boissons gazeuses était 10 % plus élevée pour une augmentation de l'écart interquartile (33,3 %) dans le pourcentage de tous les restaurants-minute appartenant à une chaîne (RT = 1,10; IC à 95 % : 1,01 à 1,19).

Discussion

La présente étude a tiré parti d'un ensemble de données pancanadiennes récemment élaborées et validées sur les mesures relatives à l'alimentation au détail pour examiner les liens entre l'environnement local de restauration dans les grands centres urbains et les comportements alimentaires des enfants et des jeunes. L'étude comble une lacune dans la littérature en s'appuyant sur une base de données de grande qualité sur les magasins d'alimentation et sur un vaste échantillon d'enfants et de jeunes canadiens fondé sur la population, et en examinant les associations stratifiées par groupe d'âge pour tenir compte des différents degrés d'autonomie et de mobilité^{15,27}. Dans l'ensemble, les résultats révèlent une absence d'association cohérente entre les mesures absolue et relative de l'accessibilité géographique à divers types de restaurants près de chez soi et la fréquence de la consommation d'aliments provenant de restaurants-minute ou de restaurants à service complet et de boissons sucrées. Les quelques associations significatives étaient de faible ampleur et doivent être interprétées dans le contexte de comparaisons multiples et de la possibilité de constatations fortuites.

Les résultats de la présente étude s'ajoutent à un corpus de recherche croissant, mais équivoque, sur les liens présumés entre les mesures **absolues** de l'environnement local de l'alimentation au détail (p. ex. la présence, le nombre ou la densité de divers types de magasins dans les quartiers) et les comportements alimentaires et les résultats en matière de santé, tant chez les jeunes que chez les adultes¹⁵⁻¹⁸. Par exemple, une étude menée à London en Ontario a révélé que les jeunes âgés

de 11 à 13 ans étaient plus susceptibles d'acheter des repas-minute lorsqu'il y avait un plus grand nombre de restaurants-minute à moins de 1 km de leur domicile¹⁹. En revanche, une étude menée auprès d'adolescents du Minnesota, aux États-Unis, a révélé que les densités plus élevées de restaurants-minute et du total de restaurants près de chez soi n'étaient pas associées à l'achat plus fréquent de repas-minute, mais à une plus grande consommation de boissons sucrées²². Les résultats de la présente étude, cohérents avec ceux de plusieurs autres^{17,23-25}, ne révèlent aucun lien cohérent entre de plus grandes densités absolues de divers types de restaurants près de chez soi et la fréquence des sorties au restaurant ou la consommation de boissons sucrées. Dans la présente étude, la plupart des associations testées sont devenues nulles après la prise en compte des caractéristiques sociodémographiques.

Tout lien entre l'environnement de l'alimentation au détail et les comportements alimentaires est sans aucun doute multidimensionnel et complexe^{2,34}. Il est plausible que l'exposition à divers types d'alimentation au détail dans des zones résidentielles puisse façonner consciemment et inconsciemment les préférences et les comportements alimentaires en raison des possibilités qu'offrent de tels endroits pour acheter des aliments et par l'envoi d'un signal automatique associé au désir de manger³⁴. Par exemple, le fait de vivre à proximité d'un grand nombre de restaurants-minute peut non seulement faire en sorte qu'il soit pratique pour les adolescents de se réunir dans de tels lieux et d'acheter des repas-minute, mais cela peut aussi stimuler le désir de manger, quel que soit l'appétit. Toutefois, l'environnement alimentaire près du domicile n'est qu'une dimension de l'environnement alimentaire global, qui comprend également la disponibilité des magasins d'alimentation autour des écoles, des lieux de travail (pour les adultes), des itinéraires quotidiens et d'autres lieux d'accès courant. L'accent limité sur l'environnement alimentaire du quartier dans la plupart des études existantes a été présenté comme une explication potentielle des associations faibles et non cohérentes documentées dans les recherches précédentes^{16,35}. Pourtant, les données probantes sur la disponibilité de l'alimentation au détail autour des écoles sont également mitigées; les associations sont faibles et peu cohérentes avec l'achat et la consommation d'aliments chez les enfants et les jeunes²⁷. Cela laisse entendre que l'accès **absolu** à l'alimentation au détail près du domicile et de l'école joue un rôle limité dans le développement des comportements alimentaires des jeunes. Les études qui saisissent les divers espaces d'activité et les modèles de mobilité des jeunes d'une façon plus dynamique, à l'aide d'outils comme les systèmes de positionnement global ou la cartographie interactive^{36,37}, peuvent mieux représenter les expériences quotidiennes et les expositions que l'exposition statique au lieu seulement.

La présente étude fait partie d'une poignée d'autres qui examinent les liens entre les mesures **relatives** de l'accès aux restaurants et les comportements alimentaires des jeunes^{15,20,23,38}. Bien que les mesures relatives ne reflètent pas le volume absolu du commerce de l'alimentation au détail, on a

fait valoir que ces mesures peuvent être davantage liées aux comportements alimentaires et aux résultats en matière de santé que les mesures absolues, car elles permettent de mieux saisir l'équilibre relatif entre les points de vente d'aliments au détail offrant des options plus ou moins saines^{13,16,26,34}. Les densités relatives de magasins d'aliments sains et malsains peuvent également servir de repères normatifs qui, de façon « invisible », guident l'utilisation par les personnes de magasins d'aliments malsains en faveur de magasins d'aliments plus sains (ou vice versa)³⁴.

Dans la présente étude, une densité **relative** plus élevée de restaurants-minute par rapport à l'ensemble des restaurants n'était pas associée à une fréquence plus élevée de sorties au restaurant dans quelque groupe d'âge que ce soit, mais était associée à une consommation légèrement plus élevée de boissons gazeuses chez les garçons âgés de 12 à 17 ans. Nous ne sommes pas au courant d'études antérieures permettant de comparer directement nos conclusions. Cependant, trois études récentes sur des enfants et des jeunes canadiens et anglais ont examiné l'incidence des mesures d'exposition relatives (qui comprenaient à la fois les magasins d'alimentation et les restaurants) dans les quartiers résidentiels ou scolaires^{20,23,38}. En ce qui concerne les mesures basées sur la résidence, aucune association n'a été constatée quant à la fréquence de la consommation de boissons sucrées, ni de repas-minute, ni de repas pour emporter^{20,23}. En revanche, une proportion plus élevée de magasins d'aliments malsains près de l'école était généralement associée à des marqueurs d'une alimentation de plus mauvaise qualité^{20,23,38}. Conjointement au présent rapport, ces conclusions laissent entendre qu'il pourrait être utile d'explorer davantage les dimensions **relatives** de l'environnement alimentaire dans le contexte quotidien (p. ex. près de la maison ou de l'école) en lien avec les préférences et les comportements alimentaires des jeunes. De plus, il est possible que l'influence normative des densités relatives des magasins d'aliments sains et malsains puisse être plus évidente pour les enfants plus âgés et les adolescents, qui ont plus d'autonomie et qui peuvent être plus sensibles aux normes sociales de leurs pairs³⁹ que les enfants plus jeunes.

Il ne fait aucun doute que, depuis le début de 2020, la pandémie de COVID-19 et les mesures de santé publique qui ont suivi ont eu des répercussions profondes sur l'industrie canadienne des services de restauration, entraînant la fermeture de nombreux restaurants de façon temporaire ou permanente⁴⁰. La croissance notable du commerce électronique depuis 2020⁴⁰, comme celle des plateformes de livraison d'aliments, constitue un changement important dans le paysage de l'alimentation au détail qui réduit probablement l'incidence de la dimension de l'accès physique sur le développement des comportements alimentaires (p. ex. la distance physique devient un obstacle moins important dans l'accès aux aliments)⁴¹. Bien que la présente étude soit antérieure à cette période, les futures études devraient explorer, à l'aide de méthodes qualitatives et quantitatives, la nature changeante de la façon dont les jeunes composent et interagissent avec l'environnement alimentaire en

évolution dans les différents espaces de leurs activités quotidiennes. En plus des données sur l'emplacement des magasins d'alimentation, de nouvelles sources de données pourraient être exploitées, comme les données sur les transactions au détail et les données sur la livraison d'aliments provenant de restaurants ou de tiers⁴¹.

Points forts et limites

Les points forts de la présente étude comprennent un vaste échantillon fondé sur la population d'enfants et de jeunes canadiens couvrant une vaste zone géographique. L'utilisation d'un ensemble de données validées de grande qualité sur l'accès géographique aux restaurants constitue une amélioration importante par rapport aux études antérieures qui s'appuyaient couramment sur des ensembles de données secondaires inadéquats^{42,43}. Le recours à des données de piètre qualité sur l'emplacement des magasins d'alimentation entraîne une mauvaise classification de l'exposition, produisant un biais nul pour les associations; ce facteur a été mentionné comme un facteur contributif possible aux résultats faibles et incohérents des études précédentes^{16,26}. Cette étude améliore également les recherches antérieures en examinant l'exposition à une gamme de types de restaurants, plutôt qu'à seulement un ou deux types de points de vente¹⁶, ainsi que les dimensions absolue et relative de l'accès aux restaurants.

Plusieurs limites méritent d'être mentionnées. La nature transversale de la présente analyse empêche de déterminer tout lien temporel ou causal entre l'environnement de restauration et les comportements alimentaires. Comme pour toutes les études observationnelles, et malgré la robustesse de la prise en compte des covariables sociodémographiques dans la présente étude, il est possible que des caractéristiques mal mesurées ou non mesurées aient entraîné une confusion résiduelle pouvant avoir déformé ou masqué certaines associations réelles. De plus, la fréquence à laquelle les répondants consomment des aliments provenant de restaurants a été évaluée à l'aide d'une seule question qui regroupait les restaurants-minute et les restaurants à service complet. Cela ne permettait pas d'examiner séparément la consommation d'aliments dans chaque type de restaurant et peut avoir atténué l'ampleur des effets. De futures études devraient utiliser des mesures d'évaluation des résultats plus précises et plus pertinentes pour des expositions particulières (p. ex. la consommation de repas-minute près du domicile évaluée par rapport à la densité locale des restaurants-minute), ainsi que des outils d'évaluation alimentaire plus complets validés pour les enfants et les jeunes. Une revue systématique des études sur l'environnement alimentaire a permis de conclure que les études qui utilisaient des instruments d'évaluation alimentaire de meilleure qualité (p. ex. des rappels alimentaires aux 24 heures) ont produit des liens plus cohérents dans la direction attendue que les études qui ont utilisé davantage de mesures sujettes aux erreurs comme les courts questionnaires⁴⁴. Enfin, la présente étude n'a évalué que la dimension géographique de l'accès aux restaurants locaux. « L'accès » est un concept multidimensionnel qui est également

influencé par l'abordabilité financière et l'acceptabilité sociale et culturelle des magasins d'alimentation existants et des options alimentaires offertes¹⁴. Le fait de combiner les mesures de l'accessibilité géographique à des mesures en magasin (p. ex. la qualité et le prix des aliments), ainsi qu'à des mesures de l'acceptabilité perçue des magasins d'alimentation existants et des choix de menus, fournirait une évaluation plus complète de l'accessibilité des aliments^{14,15}.

Conclusions

La présente étude n'a révélé aucun lien cohérent entre l'accès local à divers types de restaurants, la fréquence des sorties au restaurant et la consommation de boissons sucrées chez les enfants et les jeunes vivant dans les régions urbaines du Canada. Ces résultats s'ajoutent au corpus équivoque de recherches qui associent l'accessibilité géographique de l'alimentation au détail dans les espaces résidentiels avec les comportements et les résultats liés à l'alimentation. Ces résultats mitigés,

combinés à l'évolution du paysage de l'alimentation au détail dans la foulée de la pandémie et, particulièrement, de la croissance du commerce électronique, remettent en question l'influence relative de la dimension de l'accès géographique sur les choix alimentaires et les résultats liés au régime alimentaire. De futures études devraient intégrer de nouvelles sources de données, au-delà des données sur l'emplacement des magasins d'alimentation, afin de mieux comprendre comment les jeunes interagissent avec le paysage en évolution de l'alimentation au détail dans divers espaces d'activités quotidiennes. Les efforts visant à créer des environnements alimentaires qui favorisent et appuient une alimentation saine pour les enfants et les jeunes dans de multiples sphères de la vie quotidienne devraient continuer d'être un objectif important pour la santé publique et les décideurs.

Références

1. Santé Canada. 2019. Guide alimentaire canadien : Ressources pour les professionnels de la santé et les responsables des politiques. *Lignes directrices canadiennes en matière d'alimentation*. <https://guide-alimentaire.canada.ca/fr/directrices/>
2. Glanz, K., Sallis, J. F., Saelens, B. E. et L. D. Frank. 2005. Healthy nutrition environments: concepts and measures. *American Journal of Health Promotion*, 19(5), mai-juin, p. 330 à 333, ii. DOI : 10.4278/0890-1171-19.5.330
3. Swinburn, B. A., Sacks, G., Hall, K. D., McPherson, K., Finegood, D. T., Moodie, M. L. et S. L. Gortmaker. 2011. The global obesity pandemic: shaped by global drivers and local environments. *Lancet*, 378(9793), 27 août, p. 804 à 814. DOI : 10.1016/S0140-6736(11)60813-1
4. Agence de la santé publique du Canada. 2018. *Rapport de l'administrateur en chef de la santé publique sur l'état de la santé publique au Canada, 2017 – Concevoir un mode de vie sain*. Ottawa, Ontario.
5. Polsky, J. Y. et D. Garriguet. 2021. Manger à l'extérieur du domicile au Canada : répercussions sur l'apport alimentaire. *Rapports sur la santé*, 32(8), 18 août, p. 18 à 26. DOI: <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202100X00003-fra>
6. Restaurants Canada. *Foodservice Facts 2015: Market Review and Forecast, 2015*. <http://members.restaurantscanada.org/wp-content/uploads/2015/09/FOODSERVICE-FACTS-2015-.pdf>
7. Gesteiro, E., García-Carro, A., Aparicio-Ugarriza, R. et M. González-Gross. 2022. Eating out of home: influence on nutrition, health, and policies: a scoping review. *Nutrients*, 14(6), 16 mars, p. 1265. DOI : 10.3390/nu14061265
8. Lachat, C., Nago, E., Verstraeten, R., Roberfroid, D., Van Camp, J. et P. Kolsteren. 2012. Eating out of home and its association with dietary intake: a systematic review of the evidence. *Obesity Reviews*, 13(4), avril, p. 329 à 346. DOI : 10.1111/j.1467-789X.2011.00953.x
9. Nago, E. S., Lachat, C.K., Dossa, R. A. et P. W. Kolsteren. 2014. Association of out-of-home eating with anthropometric changes: a systematic review of prospective studies. *Critical Reviews in Food Science and Nutrition*, 54(9), p. 1103 à 1116. DOI : 10.1080/10408398.2011.627095
10. Duffey, K. J., Gordon-Larsen, P., Jacobs Jr, D. R., Williams, O. D. et B. M. Popkin. 2007. Differential associations of fast food and restaurant food consumption with 3-y change in body mass index: the Coronary Artery Risk Development in Young Adults Study. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 85(1), 1^{er} janvier, p. 201 à 208.
11. Duffey, K. J., Gordon-Larsen, P., Steffen, L. M., Jacobs Jr, D. R. et B. M. Popkin. 2009. Regular consumption from fast food establishments relative to other restaurants is differentially associated with metabolic outcomes in young adults. *The Journal of Nutrition*, 139(11), 1^{er} novembre, p. 2113 à 2118.
12. Mehta, N. K. et V. W. Chang. 2008. Weight status and restaurant availability: a multilevel analysis. *American Journal of Preventive Medicine*, 34(2), 1^{er} février, p. 127 à 133.
13. Polsky, J. Y., Moineddin, R., Dunn, J. R., Glazier, R. H. et G. L. Booth. 2016. Absolute and relative densities of fast-food versus other restaurants in relation to weight status: Does restaurant mix matter? *Preventive Medicine*, 82, janvier, p. 28 à 34. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/26582211/>
14. Caspi, C. E., Sorensen, G., Subramanian, S. V. et I. Kawachi. 2012. The local food environment and diet: a systematic review. *Health & Place*, 18(5), septembre, p. 1172 à 1187. DOI: 10.1016/j.healthplace.2012.05.006
15. Engler-Stringer, R., Le, H., Gerrard, A. et N. Muhajarine. 2014. The community and consumer food environment and children's diet: a systematic review. *BMC Public Health*, 14(1), décembre, p. 1 à 5. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-522>
16. Cobb, L. K., Appel, L. J., Franco, M., Jones-Smith, J. C., Nur, A. et C. A. Anderson. 2015. The relationship of the local food environment with obesity: a systematic review of methods, study quality, and results. *Obesity*, 23(7), juillet, p.1331 à 1344. <https://doi.org/10.1002/oby.21118>
17. Jia, P., Luo, M., Li, Y., Zheng, J. S., Xiao, Q. et J. Luo. 2021. Fast-food restaurant, unhealthy eating, and childhood obesity: A systematic review and meta-analysis. *Obesity Reviews*, 22(Suppl 1), février, e12944. DOI: 10.1111/obr.12944
18. Jia, P., Yang, H., Cao, X., Yuan, C., Xiao, Q., Yang, S. et Y. Wang. 2021. Association between access to full-service restaurants and childhood obesity. *Obesity Reviews*, 22(Suppl 1), février, e13076. DOI: 10.1111/obr.13076
19. He, M., Tucker, P., Gilliland, J., Irwin, J. D., Larsen, K. et P. Hess. 2012. The influence of local food environments on adolescents' food purchasing behaviors. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 9(4), avril, p. 1458 à 1471. DOI: 10.3390/ijerph9041458
20. Van Hulst, A., Barnett, T. A., Gauvin, L., Daniel, M., Kestens, Y., Bird, M., Gray-Donald, K. et M. Lambert. 2012. Associations between children's diets and features of their residential and school neighbourhood food environments. *Revue canadienne de santé publique*, 103(9 Suppl 3), 26 juillet, p. S48 à S54. DOI: 10.1007/BF03403835
21. Fraser, L. K., Clarke, G. P., Cade, J. E. et K. L. Edwards. 2012. Fast food and obesity: a spatial analysis in a large United Kingdom population of children aged 13-15. *American Journal of Preventive Medicine*, 42(5), mai, e77-85. DOI: 10.1016/j.amepre.2012.02.007
22. Laska, M. N., Hearst, M. O., Forsyth, A., Pasch, K. E. et L. Lytle. 2010. Neighbourhood food environments: are they associated with adolescent dietary intake, food purchases and weight status? *Public Health Nutrition*, 13(11), novembre, p. 1757 à 1763. DOI: 10.1017/S1368980010001564

23. Shareck, M., Lewis, D., Smith, N. R., Clary, C. et S. Cummins. 2018. Associations between home and school neighbourhood food environments and adolescents' fast-food and sugar-sweetened beverage intakes: findings from the Olympic Regeneration in East London (ORIEL) Study. *Public Health Nutrition*, 21(15), octobre, p. 2842 à 2851. DOI: 10.1017/S1368980018001477
24. Shier, V., Nicosia, N. et A. Datar. 2016. Neighborhood and home food environment and children's diet and obesity: Evidence from military personnel's installation assignment. *Social Science & Medicine*, 158, juin, p. 122 à 131. DOI: 10.1016/j.socscimed.2016.03.043
25. An, R. et R. Sturm. 2012. School and residential neighborhood food environment and diet among California youth. *American Journal of Preventive Medicine*, 42(2), février, p. 129 à 135. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2011.10.012>
26. Stevenson, A. C., Brazeau, A. S., Dasgupta, K. et N. A. Ross. 2019. Neighbourhood retail food outlet access, diet and body mass index in Canada: a systematic review. *Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canada: Research, Policy and Practice*, 39(10), octobre, p. 261 à 280.
27. Williams, J., Scarborough, P., Matthews, A., Cowburn, G., Foster, C., Roberts, N. et M. Rayner. 2014. A systematic review of the influence of the retail food environment around schools on obesity-related outcomes. *Obesity Reviews*, 15(5), mai, p. 359 à 374. DOI : 10.1111/obr.12142
28. Stevenson, A. C., Kaufmann, C., Colley, R. C., Minaker, L. M., Widener, M. J., Burgoine, T., Sanmartin, C. et N. A. Ross. 2022. Un ensemble de données pancanadien de mesures relatives à l'environnement de l'alimentation à l'échelle des quartiers reposant sur le Registre des entreprises de Statistique Canada. *Rapports sur la santé*, 33(2), 16 février, p. 3 à 14. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/catalogue/82-003-X202200200001>
29. Statistique Canada. 2020. *Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes (ECSEJ) de 2019*, Guide de l'utilisateur, juillet.
30. Statistique Canada. *Dictionnaire, Recensement de la population, 2016*. <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/ref/dict/geo021-fra.cfm>
31. Chen, H. J. et Y. Wang. 2016. Changes in the neighborhood food store environment and children's body mass index at peripuberty in the United States. *Journal of Adolescent Health*, 58(1), 1^{er} janvier, p. 111 à 118.
32. Crawford, D. A., Timperio, A. F., Salmon, J. A., Baur, L., Giles-Corti, B., Roberts, R. J., Jackson, M. L., Andrianopoulos, N. et K. Ball. 2008. Neighbourhood fast food outlets and obesity in children and adults: the CLAN Study. *International Journal of Pediatric Obesity*, 3(4), janvier, p. 249 à 256.
33. Forsyth, A., Wall, M., Larson, N., Story, M. et D. Neumark-Sztainer. 2012. Do adolescents who live or go to school near fast-food restaurants eat more frequently from fast-food restaurants? *Health & place*, 18(6), 1^{er} novembre, p. 1261 à 1269.
34. Clary, C., Matthews, S. A. et Y. Kestens. 2017. Between exposure, access and use: Reconsidering foodscape influences on dietary behaviours. *Health & Place*, 44, mars, p. 1 à 7. DOI: 10.1016/j.healthplace.2016.12.005
35. Chaix, B., Méline, J., Duncan, S., Jardinier, L., Perchoux, C., Vallée, J., Merrien, C., Karusisi, N., Lewin, A., Brondeel, R. et Y. Kestens. 2013. Neighborhood environments, mobility, and health: towards a new generation of studies in environmental health research. *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 61(Suppl 3), août, p. S139 à S145. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/23845204/>
36. Chambers, T., Pearson, A. L., Kawachi, I., Rzotkiewicz, Z., Stanley, J., Smith, M., Barr, M., Ni Mhurchu, C. et L. Signal. 2017. Kids in space: Measuring children's residential neighborhoods and other destinations using activity space GPS and wearable camera data. *Social Science & Medicine*, 193, novembre, p. 41 à 50. DOI: 10.1016/j.socscimed.2017.09.046
37. Desjardins, E., Tavakoli, Z., Páez, A. et E. O. D. Waygood. 2022. Children's access to non-school destinations by active or independent travel: a scoping review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(19), 28 septembre, p. 12345. DOI: 10.3390/ijerph191912345
38. Sim, S., Veugelers, P. J., Prowse, R., Nykiforuk, C. I. et Maximova, K. (2021, octobre). Unhealthy food options in the school environment are associated with diet quality and body weights of elementary school children in Canada. *Public Health Nutrition*, 24(14), 4572-4581. DOI: 10.1017/S1368980020004437
39. Stok, F. M., de Vet, E., de Ridder, D. T. et J. B. de Wit. 2016. The potential of peer social norms to shape food intake in adolescents and young adults: a systematic review of effects and moderators. *Health Psychol Review*, 10(3), septembre, p. 326 à 340. DOI: 10.1080/17437199.2016.1155161
40. Statistique Canada. 2022. *Services de restauration et débits de boissons, annuel, 2020*. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/220412/dq220412e-fra.htm>
41. Jia, P. 2021. A changed research landscape of youth's obesogenic behaviours and environments in the post-COVID-19 era. *Obesity Reviews*, 22(Suppl 1), février, e13162. DOI: 10.1111/obr.13162
42. Fleischhacker, S. E., Evenson, K. R., Sharkey, J., Pitts, S. B. et D. A. Rodriguez. 2013. Validity of secondary retail food outlet data: A systematic review. *American Journal of Preventive Medicine*, 45(4), octobre, p. 462 à 473. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/24050423/>
43. Liese, A. D., Barnes, T. L., Lamichhane, A. P., Hibbert, J. D., Colabianchi, N. et A. B. Lawson. 2013. Characterizing the food retail environment: impact of count, type, and geospatial error in 2 secondary data sources. *Journal of Nutrition Education and Behavior*, 45(5), septembre-octobre, p. 435 à 442. DOI: 10.1016/j.jneb.2013.01.021
44. Kirkpatrick, S. I., Reedy, J., Butler, E. N., Dodd, K. W., Subar, A. F., Thompson, F. E. et R. A. McKinnon. 2014. Dietary assessment in food environment research: a systematic review. *American Journal of Preventive Medicine*, 46(1), janvier, p. 94 à 102. DOI: 10.1016/j.amepre.2013.08.015