

Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada

Recherche, politiques et pratiques

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE, DOAJ, SciSearch® et Journal Citation Reports/Science Edition

Dans ce numéro

Recherche quantitative originale

- 337** Déterminants sociaux des comportements alimentaires chez les adolescents : résultats de l'Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes de 2019
- 351** Profils d'une alimentation perturbée et liens avec les caractéristiques sociodémographiques des élèves : une analyse des classes latentes chez les adolescents au Canada
- 365** Analyse du processus de notation de l'indicateur « Gouvernement » de l'édition 2024 du Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION

Aperçu

- 374** Différences entre les sexes concernant la forte consommation épisodique d'alcool chez les adultes au Canada, 2017-2023 : une analyse transversale répétée



Équipe de rédaction

Marnie Johnstone, B. Sc. spécialisé
Éditrice

Robert Geneau, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef

Justin J. Lang, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef délégué

Avirop Biswas, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Neeru Gupta, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Rod Knight, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Gavin McCormack, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Heather Orpana, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Kelly Skinner, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Arne Stinchcombe, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Abhinand Thai, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Neel Rancourt, B.A.
Gestionnaire de la rédaction

Sylvain Desmarais, B.A., B. Ed.
Responsable de la production

Susanne Moehlenbeck
Rédactrice adjointe

Acolad
Services d'édition

Anna Olivier, Ph. D.
Révisure et correctrice d'épreuves

Comité de rédaction

Caroline Bergeron, Dr. P. H.
Agence de la santé publique du Canada

Lisa Bourque Bearskin, Ph. D.
Thompson Rivers University

Martin Chartier, D.M.D.
Agence de la santé publique du Canada

Leonard Jack, Jr, Ph. D.
Centers for Disease Control and Prevention

Howard Morrison, Ph. D.
Agence de la santé publique du Canada

Jean-Claude Moubarac, Ph. D.
Université de Montréal

Candace Nykiforuk, Ph. D.
University of Alberta

Jennifer O'Loughlin, Ph. D.
Université de Montréal

Scott Patten, M.D., Ph. D., FRCPC
University of Calgary

Mark Tremblay, Ph. D.
Institut de recherche du Centre hospitalier
pour enfants de l'est de l'Ontario

Joslyn Trowbridge, M.P.P.
University of Toronto

**Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats,
à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique.**

— Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par la ministre de la Santé.

© Cette œuvre est mise à la disposition selon les termes de la licence internationale Creative Commons Attribution 4.0.

ISSN 2368-7398

Pub. 250258

HPCDP.journal-revue.PSPMC@phac-aspc.gc.ca

Also available in English under the title: *Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canada: Research, Policy and Practice*

Les lignes directrices pour la présentation de manuscrits à la revue ainsi que les renseignements sur les types d'articles sont disponibles à la page : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/rapports-publications/promotion-sante-prevention-maladies-chroniques-canada-recherche-politiques-pratiques/information-intention-auteurs.html>

Recherche quantitative originale

Déterminants sociaux des comportements alimentaires chez les adolescents : résultats de l'Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes de 2019

Gyselle de Geus, M. Sc. (1); Jean-Philippe Chaput, Ph. D. (2,3); Rita Al Kazzi, M. Sc. (1); Claire N. Tugault-Lafleur, Ph. D., M.A., diététiste autorisée (1,2,3)

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

Résumé

Introduction. Les données sur les comportements alimentaires des adolescents canadiens sont limitées. Nous avons analysé la manière dont ces comportements alimentaires varient en fonction de facteurs sociaux au sein d'un vaste échantillon national d'adolescents canadiens.

Méthodologie. Cette étude transversale repose sur les données de l'Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes de 2019 (n = 13 605 adolescents de 12 à 17 ans). Des modèles de régression à variables multiples répartis par genre ont été utilisés pour évaluer les différences dans la probabilité de prendre un petit-déjeuner, de partager un repas en famille le soir, de consommer des boissons sucrées et d'adopter un comportement alimentaire restrictif, en fonction du genre, de l'âge, de l'origine ethnique ou culturelle, du niveau de scolarité des parents, du revenu du ménage et du niveau de sécurité alimentaire.

Résultats. Par rapport aux garçons, les filles avaient davantage tendance à prendre rarement leur petit-déjeuner, à partager moins souvent des repas en famille le soir et à adopter des comportements alimentaires restrictifs, mais elles avaient moins tendance à consommer des boissons sucrées fréquemment. Les adolescents de 14 à 17 ans étaient plus susceptibles de ne pas prendre de petit-déjeuner régulièrement, de participer moins souvent aux repas en famille, d'adopter des comportements alimentaires restrictifs et de consommer davantage de boissons sucrées que ceux de 12 à 13 ans. Les adolescents noirs étaient plus susceptibles que leurs homologues blancs de déclarer qu'ils prenaient rarement leur petit-déjeuner, qu'ils participaient moins aux repas en famille le soir et qu'ils consommaient fréquemment des boissons sucrées. Les adolescents dont les parents avaient un diplôme d'études secondaires ou moins étaient plus susceptibles de déclarer prendre rarement leur petit-déjeuner et consommer fréquemment des boissons sucrées que ceux dont les parents avaient un diplôme collégial ou supérieur. Un revenu du ménage plus faible et l'insécurité alimentaire étaient associés à la fréquence du petit-déjeuner, aux repas en famille le soir et à la consommation de boissons sucrées chez les adolescents, mais ne présentaient aucun lien avec les comportements alimentaires restrictifs.

Conclusion. On observe des disparités dans les comportements alimentaires chez les adolescents canadiens, ce qui souligne la nécessité de mettre en place des politiques sociales qui s'attaquent aux déterminants structurels des comportements alimentaires qui façonnent les habitudes alimentaires au sein de cette population.

Mots-clés : *comportements alimentaires, jeunes, facteurs sociaux, enquêtes auprès de la population*

Rattachement des auteurs :

1. École des sciences de la nutrition, Faculté des sciences de la santé, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada
2. Groupe de recherche sur les saines habitudes de vie et l'obésité, Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario, Ottawa (Ontario), Canada
3. Département de pédiatrie, Faculté de médecine, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Claire N. Tugault-Lafleur, École des sciences de la nutrition, Faculté des sciences de la santé, Université d'Ottawa, 200, avenue Lees, Ottawa (Ontario) K1S 5S9; courriel : ctugault@uottawa.ca

Attribution suggérée

Article de recherche par de Geus G et al. dans la revue PSPMC mis à disposition selon les termes de la [licence internationale Creative Commons Attribution 4.0](#)



Points saillants

- Les données représentatives à l'échelle nationale issues de l'Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes de 2019 ont été utilisées pour analyser la manière dont les comportements alimentaires varient en fonction de facteurs sociaux chez les adolescents.
- Par rapport aux garçons, les filles avaient davantage tendance à déclarer qu'elles prenaient rarement leur petit-déjeuner, qu'elles partageaient moins souvent de repas en famille et qu'elles adoptaient un comportement alimentaire restrictif, mais elles avaient moins tendance à consommer des boissons sucrées fréquemment.
- Les adolescents plus âgés ont, dans l'ensemble, des comportements moins sains que les plus jeunes.
- Des différences raciales et culturelles ont été observées, les adolescents noirs étant plus susceptibles de faire état de comportements alimentaires moins sains que leurs homologues blancs.
- Les indicateurs socio-économiques ont été associés à trois des quatre comportements alimentaires étudiés, ce qui suggère l'existence de disparités dans ces comportements.
- Les résultats soulignent la nécessité de mettre en place des mesures visant à s'attaquer aux déterminants structurels qui influencent les comportements alimentaires des adolescents au Canada.

Introduction

L'adolescence est une période cruciale du développement, durant laquelle se forment les comportements alimentaires qui perdureront toute la vie et où les besoins nutritionnels atteignent leur apogée en raison de la croissance rapide et de la maturation cognitive¹. Les comportements alimentaires sains acquis à ce stade, tels que des repas réguliers, une consommation modérée de boissons sucrées et des repas partagés en famille, ont des effets cumulatifs sur la santé et le bien-être à long terme². Pourtant, les adolescents ne bénéficient pas tous des mêmes chances d'adopter ou de conserver ces habitudes³.

Les enquêtes nationales sur la nutrition indiquent que de nombreux adolescents canadiens ne respectent pas les recommandations alimentaires, ce qui se traduit par une consommation insuffisante de fruits, de légumes et de nutriments essentiels, ainsi que par une consommation excessive d'aliments ultra-transformés, qui représentent désormais plus de la moitié de leur apport énergétique quotidien total⁴. Les recherches mettent également en évidence des lacunes dans certains comportements alimentaires particuliers, notamment la consommation du petit-déjeuner et les repas en famille. La consommation régulière d'un petit-déjeuner est associée à de meilleures performances cognitives et scolaires^{5,6}. Pourtant, il est fréquent de ne pas prendre de petit-déjeuner, les estimations internationales de prévalence allant de 10 % à 35 %⁷. De même, les repas en famille sont associés à une meilleure qualité de l'alimentation, à un bien-être accru et à une moindre implication dans d'autres comportements à risque^{8,9}. Cependant, la participation diminue avec l'âge, souvent en raison d'horaires incompatibles et d'une réduction du temps passé en famille^{10,11}. La consommation de boissons sucrées, principale source de sucres ajoutés chez les adolescents au Canada¹², a légèrement diminué ces dernières années, mais reste élevée. En 2015, un peu plus de la moitié des enfants et des adolescents canadiens ont déclaré avoir consommé une boisson sucrée au cours d'une journée donnée¹². Une préoccupation émergente concerne l'augmentation des achats de nouvelles catégories de boissons sucrées (telles que les boissons énergisantes et les boissons pour sportifs) chez les Canadiens au fil du temps¹³, une tendance qui correspond aux schémas observés aux États-Unis¹⁴. De plus, des

comportements alimentaires malsains et restrictifs, tels que les régimes amaigrissants et le jeûne pour contrôler son poids, sont également courants chez les adolescents. Des données canadiennes récentes indiquent que près d'un tiers des adolescents déclarent avoir modifié leurs comportements alimentaires pour gérer leur poids. Conscient de ces défis, le guide *Une saine alimentation pour les adolescents* de Santé Canada souligne l'importance d'adopter des comportements alimentaires sains dès le plus jeune âge en participant à la préparation des repas, en planifiant les repas et les collations, en mangeant en famille et en faisant des choix de boissons saines¹⁵.

Les données disponibles indiquent qu'il existe des inégalités sociales liées à l'alimentation chez les adolescents, même si les données spécifiques au Canada restent limitées. Dans le cadre d'une vaste étude transversale menée auprès d'adolescents scolarisés dans des établissements d'enseignement secondaire de quatre provinces canadiennes, les comportements alimentaires variaient selon le genre, l'origine ethnique et le statut socio-économique¹⁶. Par exemple, les adolescents noirs et latino-américains étaient plus susceptibles que leurs pairs blancs et asiatiques d'adopter des comportements alimentaires restrictifs et de consommer des collations achetées et de la restauration rapide, tout en étant moins susceptibles de boire de l'eau quotidiennement. C'est chez les élèves d'origine latino-américaine que la consommation quotidienne de petit-déjeuner était la plus élevée, tandis que les élèves noirs étaient les moins susceptibles de prendre régulièrement un petit-déjeuner ou de consommer des fruits et des légumes. Un statut socio-économique plus faible était associé à une probabilité moindre de prendre un petit-déjeuner, de boire de l'eau tous les jours et de consommer des fruits et légumes, ainsi qu'à une probabilité plus élevée d'adopter des comportements alimentaires restrictifs et d'acheter des collations.

À notre connaissance, l'étude menée par Patte et ses collaborateurs¹⁶ est la seule recherche canadienne à ce jour qui mette en évidence des inégalités dans les comportements alimentaires des adolescents¹². Des estimations représentatives à l'échelle nationale sont donc nécessaires pour étayer les interventions de promotion de la santé destinées aux adolescents. L'Enquête

canadienne sur la santé des enfants et des jeunes (ECSEJ) de 2019¹⁹ offre une occasion unique de combler cette lacune dans les connaissances, car il s'agit de l'enquête nationale la plus récente portant sur un large éventail de comportements alimentaires chez les enfants et les adolescents canadiens. Dans notre étude, nous avons mesuré la prévalence de quatre comportements alimentaires (prise du petit-déjeuner, repas en famille le soir, consommation de boissons sucrées et alimentation restrictive) au sein d'un échantillon national d'adolescents canadiens, et nous avons évalué comment la pratique de ces comportements variait en fonction de facteurs sociaux.

Méthodologie

Conception de l'étude et sources de données

Cette étude s'appuie sur les données de l'ECSEJ 2019, une enquête représentative à l'échelle nationale menée auprès d'enfants et d'adolescents de 1 à 17 ans résidant dans l'ensemble des 13 provinces et territoires, dont les données ont été recueillies entre février et août 2019¹⁷. L'échantillon total de l'ECSEJ 2019 comptait 47 871 participants (taux de réponse de 53 %). Dans le cadre de cette étude, l'échantillon analytique a été limité aux adolescents de 12 à 17 ans, car cette période de développement est déterminante pour la formation des comportements alimentaires, ce qui correspond aux conclusions de la littérature antérieure¹⁸ et tient compte de la disponibilité d'indicateurs propres aux adolescents dans l'ECSEJ.

Les données ont été recueillies au moyen de questionnaires en ligne ou par téléphone, remplis par les adolescents et par leurs parents ou tuteurs. Les adolescents ont fourni des renseignements sur leurs comportements alimentaires et leurs caractéristiques individuelles, tandis que les parents ou le membre du foyer le mieux informé sur la famille ont fourni les renseignements socio-économiques. Davantage de détails sur les méthodologies utilisées dans cette étude sont disponibles ailleurs¹⁷.

Mesures

Les variables relatives aux comportements alimentaires ont été dichotomisées afin de se conformer aux directives de santé publique et d'assurer l'interprétabilité^{15,19,20},

tout en respectant les exigences de confidentialité de Statistique Canada et en garantissant la stabilité des estimations compte tenu de la taille des échantillons des sous-groupes.

Comportements alimentaires

La fréquence de consommation du petit-déjeuner a été évaluée à l'aide de la question suivante : « Au cours des 7 derniers jours, combien de jours avez-vous pris un petit-déjeuner? » (options de réponse : 0 à 7 jours, ou « je ne sais pas »). Conformément aux études précédentes²¹, les données ont été classées en deux catégories selon que les participants « déjeunaient régulièrement » (≥ 5 jours au cours de la semaine précédente) ou « ne déjeunaient pas régulièrement » (< 5 jours au cours de la semaine précédente).

La fréquence des repas en famille le soir a été évaluée à l'aide de la question suivante : « Au cours des 7 derniers jours, combien de jours avez-vous pris le repas du soir avec votre famille assise ensemble à la table? » Cette variable a été recodée et dichotomisée, classant les adolescents selon qu'ils prenaient fréquemment leurs repas du soir en famille (≥ 5 jours au cours de la semaine précédente) ou rarement (< 5 jours au cours de la semaine précédente)^{22,23}.

La consommation de boissons sucrées est une mesure composite établie à partir des éléments de la question suivante : « Combien de fois au cours des 7 derniers jours avez-vous consommé les boissons sucrées suivantes? » Nous avons demandé aux personnes interrogées d'indiquer la fréquence de consommation de chacune des boissons suivantes : boissons aromatisées aux fruits, boissons gazeuses classiques, boissons pour sportifs, boissons énergisantes, lait au chocolat ou boissons chaudes au chocolat, laits frappés ou sodas à la crème glacée, ainsi que café ou thé sucré. Les réponses concernant toutes les catégories de boissons ont été additionnées afin d'obtenir un indicateur global de la fréquence de consommation des différents types de boissons sucrées (à l'exception des jus de fruits 100 %) au cours de la semaine écoulée. Les participants ont ensuite été classés en deux catégories : les faibles consommateurs (< 5 boissons sucrées par semaine) et les grands consommateurs (≥ 5 boissons sucrées par semaine). Ce seuil a été choisi *a priori* afin d'établir une consommation fréquente, conformément aux recommandations

visant à limiter la consommation de sucres ajoutés et de boissons sucrées, tout en garantissant une répartition adéquate entre les catégories pour permettre des comparaisons significatives entre les groupes et obtenir des estimations stables²⁴⁻²⁷.

Les restrictions alimentaires ont été évaluées en demandant aux participants à quelle fréquence, au cours des 12 derniers mois, ils avaient modifié leurs comportements alimentaires pour contrôler leur poids. Les réponses possibles étaient les suivantes : « jamais », « quelques fois », « tous les mois », « toutes les semaines », « tous les jours » ou « je ne sais pas ». Les personnes interrogées ont été réparties en deux groupes selon qu'elles avaient pratiqué une restriction alimentaire, quelle qu'en soit l'intensité, au cours des 12 derniers mois par rapport à aucune (« jamais »).

Facteurs sociaux

Les facteurs sociaux comprenaient des données autodéclarées concernant le genre, l'âge, l'origine ethnique ou culturelle, ainsi que des données fournies par les parents concernant leur niveau de scolarité, le revenu du ménage et le niveau de sécurité alimentaire. Le genre correspond à la question posée aux adolescents : « Quel est votre genre? », avec pour options de réponse « homme », « femme » ou « de genre divers ». Les réponses « de genre divers » ont été exclues des analyses, car la petite taille de l'échantillon ($n = 45$) a donné lieu à des estimations présentant des coefficients de variation (CV) supérieurs ou égaux à 35 %, ce qui, selon le guide d'utilisation des données de l'ECSEJ (tableau 9.1 : lignes directrices relatives à la variabilité d'échantillonnage), est jugé trop peu fiable pour être publié²⁸. La question précisait explicitement que le terme « genre » faisait référence à l'identité de genre actuelle, qui pouvait différer du sexe attribué à la naissance ou de celui indiqué sur les documents officiels. Le groupe d'âge a été calculé à partir de l'âge déclaré par les participants. Étant donné que l'échantillon de jeunes de l'ECSEJ comprend des participants de 12 à 17 ans, ceux-ci ont été classés en deux groupes : les plus jeunes (12-13 ans) et les adolescents plus âgés (14 à 17 ans), afin de distinguer le début de l'adolescence de la fin de celle-ci, ces deux phases pouvant présenter des différences en termes d'autonomie, d'influences sociales et de comportements alimentaires²⁹. L'origine ethnique ou culturelle a d'abord été répartie en plusieurs groupes (Asiatiques du Sud, Chinois,

Noirs, Philippins, Arabes, Latino-Américains, Asiatiques du Sud-Est, Asiatiques de l'Ouest, Coréens, Japonais et autres minorités visibles). Pour pallier la petite taille des cellules et les contraintes de divulgation, les catégories ont été regroupées en une variable recodée comprenant cinq groupes : Les adolescents blancs (n'appartenant pas à une minorité visible), asiatiques, noirs, arabes et latino-américains ou d'origine mixte. Le niveau de scolarité des parents a été recodé en variable dichotomique. La catégorie « niveau secondaire ou inférieur » comprenait les personnes n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires, ni son équivalent ou un certificat d'équivalence. La catégorie « diplôme d'études collégiales ou supérieur » comprenait les personnes titulaires d'un certificat ou d'un diplôme de formation professionnelle, d'un diplôme d'études collégiales (CÉGEP) ou d'autres titres de formation non universitaires, d'un certificat ou d'un diplôme universitaire de niveau inférieur au baccalauréat, d'un baccalauréat ou d'un titre universitaire de niveau supérieur au baccalauréat. Le revenu total du ménage a été fourni par la personne la mieux informée. Les tranches de revenus ont été recodées afin d'être conformes aux seuils de déclaration standard de Statistique Canada³⁰. Les catégories finales étaient les suivantes : $\leq 40\,000$ \$; 40 001 \$ à 60 000 \$; 60 001 \$ à 80 000 \$ et $> 80\,000$ \$. Le niveau de sécurité alimentaire a été évalué à l'aide du module validé d'enquête sur la sécurité alimentaire des ménages, un questionnaire en 18 points comprenant 10 questions spécifiques aux membres adultes du ménage et 8 questions spécifiques aux enfants du ménage³¹. Le niveau de sécurité alimentaire des ménages a été classé en quatre catégories (sécurité alimentaire assurée, insécurité alimentaire marginale, insécurité alimentaire modérée et insécurité alimentaire grave) et noté en fonction du nombre de réponses positives au questionnaire. Afin de faciliter la comparaison avec les études antérieures^{32,33}, la variable a été dichotomisée en deux catégories : sécurité alimentaire et insécurité alimentaire (regroupant les trois niveaux d'insécurité alimentaire).

Covariables

Les modèles ont pris en compte l'âge (en années), le genre (garçon, fille), les scores z de l'indice de masse corporelle (IMC) (définis selon les normes de référence de croissance de l'Organisation mondiale de

la santé)³⁴, l'origine ethnique ou culturelle (5 groupes), le milieu de résidence (zone urbaine ou rurale), le niveau de scolarité des parents (diplôme d'études secondaires ou moins ou diplôme collégial ou plus), la sécurité alimentaire du ménage (sécurité ou insécurité) et le revenu total du ménage (4 groupes), car la littérature a précédemment montré qu'ils étaient associés aux comportements alimentaires chez les adolescents¹⁶.

Analyse statistique

Des analyses descriptives ont d'abord été menées afin de caractériser les caractéristiques sociodémographiques et la prévalence des comportements alimentaires chez les garçons et les filles de l'échantillon étudié. Des tests du khi carré ont été utilisés pour vérifier s'il existait des différences importantes dans la prévalence des comportements alimentaires entre les garçons et les filles. Des modèles de régression logistique à variables multiples ont ensuite été utilisés pour évaluer les liens entre chaque variable indépendante (genre, âge, origine ethnique, niveau de scolarité des parents, revenu du ménage et sécurité alimentaire) et la probabilité d'adopter un comportement alimentaire donné. Les rapports de cotes ajustés (RCA) avec des intervalles de confiance (IC) à 95 % ont été estimés. Les valeurs *p* ajustées selon la méthode de Benjamini-Hochberg ont été utilisées pour contrôler le taux de fausses découvertes dans le cadre de tests de régression multiple³⁵. Les analyses après estimation comprenaient des tests de Wald, l'estimation des effets marginaux et des comparaisons par paires ajustées selon la méthode de Bonferroni le cas échéant. Les données manquantes ont été traitées selon une approche d'analyse des cas complets, car la proportion de données manquantes parmi les covariables était relativement faible (< 7,9 %). Toutes les analyses ont intégré les pondérations d'enquête et les pondérations bootstrap de Statistique Canada, afin de tenir compte du plan d'échantillonnage complexe et de garantir des estimations de variance fiables et représentatives à l'échelle nationale. Les analyses ont été réalisées dans Stata 13³⁶, avec un seuil de signification fixé à une valeur *p* inférieure à 0,05.

Approbation éthique

Cette étude s'est appuyée sur des micro-données confidentielles issues de l'ECSEJ

2019, recueillies par Statistique Canada après obtention d'une autorisation éthique préalable et du consentement éclairé des participants. L'accès aux données a été accordé par l'intermédiaire du Centre de données de recherche d'Ottawa (CDRO), conformément aux accords de confidentialité et d'utilisation des données de Statistique Canada. Toutes les analyses ont été menées dans le respect des exigences éthiques et en matière de protection des renseignements personnels du CDRO et de Statistique Canada.

Résultats

Après avoir exclu les enfants de 1 à 11 ans, notre échantillon analytique final comprenait 13 605 participants. Les tableaux 1 et 2 présentent les caractéristiques sociodémographiques et la prévalence des comportements alimentaires de l'échantillon étudié. Plus de 70 % des adolescents se sont identifiés comme étant blancs et environ 80 % avaient des parents ayant suivi des études supérieures (diplôme collégial ou supérieur). Environ 60 % ont déclaré un revenu total du ménage supérieur à 80 000 \$, tandis qu'environ 10 % ont connu une certaine forme d'insécurité alimentaire. Une proportion plus élevée de filles a déclaré ne pas prendre de petit-déjeuner régulièrement (33 %), ne pas partager de repas en famille le soir (37 %) et avoir des comportements alimentaires restrictifs (21 %), par rapport aux garçons (respectivement 26 %, 31 % et 12 %). Cependant, les garçons ont déclaré consommer plus fréquemment des boissons sucrées (50 %) que les filles (42 %).

Le tableau 3 présente les liens entre le genre et les comportements alimentaires. Les filles étaient plus susceptibles de déclarer ne pas prendre souvent de petit-déjeuner, ne pas souper souvent en famille et adopter des comportements alimentaires restrictifs, mais elles étaient moins susceptibles de consommer fréquemment des boissons sucrées que les garçons.

Le tableau 4 présente les liens entre les groupes d'âge et les comportements alimentaires. Les adolescents de 14 à 17 ans étaient plus susceptibles que ceux de 12 et 13 ans de déclarer ne pas prendre souvent de petit-déjeuner, ne pas souper souvent en famille, consommer fréquemment des boissons sucrées et adopter des comportements alimentaires restrictifs.

Le tableau 5 résume les liens entre les groupes ethniques et culturels et les comportements alimentaires. Les adolescents d'origine asiatique étaient moins susceptibles de déclarer ne pas prendre de petit-déjeuner régulièrement que leurs homologues blancs. Par rapport aux adolescents blancs, les adolescents d'origine asiatique, latino-américaine et mixte étaient plus susceptibles de partager un repas du soir en famille. En revanche, les adolescents noirs étaient plus susceptibles de déclarer ne pas prendre de petit-déjeuner régulièrement, partager rarement un repas du soir en famille et consommer fréquemment des boissons sucrées. Les adolescents d'origine arabe étaient plus susceptibles de déclarer ne pas prendre de petit-déjeuner régulièrement et adopter des comportements alimentaires restrictifs que leurs homologues blancs.

Le tableau 6 présente les résultats des analyses d'association entre les comportements alimentaires et les indicateurs de la situation socio-économique (niveau de scolarité des parents, revenu du ménage et niveau de sécurité alimentaire). Les adolescents dont les parents avaient un diplôme d'études secondaires ou moins étaient plus susceptibles de déclarer prendre rarement leur petit-déjeuner et consommer fréquemment des boissons sucrées que ceux dont les parents avaient un diplôme collégial ou supérieur. Les personnes appartenant à la tranche de revenus la plus basse (revenu total du ménage ≤ 40 000 \$) étaient plus susceptibles de déclarer prendre rarement leur petit-déjeuner, partager moins souvent des repas du soir en famille et consommer fréquemment des boissons sucrées, par rapport à leurs homologues de la tranche de revenus la plus élevée (revenu total du ménage > 80 000 \$). Les adolescents vivant dans des foyers en situation d'insécurité alimentaire étaient plus susceptibles de déclarer prendre rarement leur petit-déjeuner, partager moins souvent des repas du soir en famille et consommer fréquemment des boissons sucrées.

Analyse

Cette étude a porté sur la prévalence et les facteurs sociaux associés à quatre comportements alimentaires (prise du petit-déjeuner, repas du soir en famille, consommation de boissons sucrées et comportements alimentaires restrictifs) chez les adolescents canadiens en 2019. Nos résultats confirment ceux de recherches

TABEAU 1
Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon d'analyse, Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes 2019 (n = 13 605)

	%	n
Genre^a		
Garçons	49,7 %	6 760
Filles	49,8 %	6 780
Genre divers	0,3 %	45
Origine culturelle ou ethnique^b		
Blanc	73,8 %	10 045
Asiatique	17,7 %	2 410
Noir	3,6 %	490
Arabe	1,8 %	245
Latino-américain ou origine mixte	2,5 %	340
Milieu de résidence		
Urbain	75,9 %	10 325
Rural	24,1 %	3 280
Niveau de scolarité des parents^c		
Diplôme d'études secondaires ou moins	20,8 %	2 830
Diplôme collégial ou supérieur	78,8 %	10 720
Revenu total du ménage		
≤ 40 000 \$	11,3 %	1 540
40 001 \$ à 60 000 \$	14,4 %	1 965
60 001 \$ à 80 000 \$	11,4 %	1 550
> 80 000 \$	62,8 %	8 550
Niveau de sécurité alimentaire^d		
Sécurité alimentaire	87,1 %	11 845
Insécurité alimentaire	10,6 %	1 450

Remarque : Les pourcentages sont des estimations pondérées basées sur les pondérations de l'échantillon de l'enquête; les chiffres correspondent à la taille non pondérée de l'échantillon.

^a Données manquantes concernant le genre pour 20 jeunes (0,2 % de l'échantillon).

^b Données manquantes pour 70 jeunes (0,5 % de l'échantillon).

^c Données manquantes pour 50 jeunes (0,4 % de l'échantillon).

^d Données manquantes concernant le statut de sécurité alimentaire du ménage pour 305 jeunes (2,2 % de l'échantillon).

antérieures^{16,37}, qui suggèrent l'existence de disparités socio-économiques dans les comportements alimentaires. Dans l'ensemble, les comportements moins favorables étaient plus fréquents chez les filles, les adolescents plus âgés et les jeunes issus de milieux racisés ou défavorisés sur le plan socio-économique. Les indicateurs socio-économiques ont été associés à plusieurs comportements alimentaires, soulignant ainsi l'influence des conditions structurelles et sociales sur les comportements alimentaires des adolescents.

Le genre était associé aux quatre comportements alimentaires étudiés, ce qui corrobore les résultats de recherches

antérieures^{5,16}. Les filles étaient plus susceptibles que les garçons de sauter le petit-déjeuner et d'adopter des comportements alimentaires restrictifs, ce qui reflète les influences plus larges de la société et des médias qui renforcent les idéaux de minceur chez les adolescentes³⁸. Cette étude a mis en évidence une différence entre les genres concernant la fréquence des repas du soir en famille chez les adolescents, s'écartant ainsi des recherches antérieures qui ont généralement constaté des différences minimales, voire inexistantes, entre les genres^{8,9}. Les filles étaient moins susceptibles de participer aux repas du soir en famille, ce qui pourrait indiquer un évitement lié à une insatisfaction

corporelle ou à une restriction alimentaire³⁹. Toutefois, cette différence était minime et pourrait n'être qu'un résultat fortuit. Les garçons ont déclaré consommer plus fréquemment des boissons sucrées, ce qui corrobore les données indiquant que la publicité pour ces boissons cible de manière disproportionnée les adolescents de sexe masculin³⁷. Les jeunes de genres divers n'ont pas pu être étudiés séparément en raison de la petite taille de l'échantillon et des contraintes liées à la qualité des données. Des recherches futures devraient donc vérifier si leurs comportements alimentaires et les risques liés à la nutrition diffèrent de ceux observés chez les groupes de genre binaire.

TABEAU 2
Prévalence des comportements alimentaires de l'échantillon d'analyse,
Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes 2019 (n = 13 605)

	Filles		Garçons		Khi carré de Pearson	Valeur <i>p</i>
	%	n	%	n		
Consommation de petit-déjeuner						
< 5 jours par semaine	33,5 %	2 263	26,6 %	1 788	90,06	< 0,001
Repas du soir en famille						
< 5 jours par semaine	37,2 %	2 525	31,3 %	2 115	53,67	< 0,001
Fréquence de consommation de boissons sucrées						
≥ 5 fois par semaine	42,1 %	2 855	50,8 %	3 435	104,17	< 0,001
Restriction alimentaire						
Oui	21,2 %	1 435	12,9 %	870	173,06	< 0,001

Remarques : Les pourcentages sont des estimations pondérées basées sur les pondérations de l'échantillon de l'enquête; les chiffres correspondent à la taille non pondérée de l'échantillon. Les estimations concernant les jeunes de genre divers ne sont pas présentées en raison de coefficients de variation élevés. Les différences de prévalence des comportements alimentaires entre les genres ont été analysées à l'aide d'un test du khi carré. Les associations statistiquement significatives ($p < 0,05$) sont indiquées en gras.

L'âge a été associé de manière importante aux quatre comportements alimentaires, les adolescents plus âgés présentant généralement des habitudes moins favorables que leurs homologues plus jeunes. Cette tendance générale concorde avec la littérature antérieure, qui indiquent que les habitudes favorables à la santé ont

souvent tendance à s'estomper au cours de l'adolescence, à mesure que l'autonomie s'accroît et que l'influence parentale diminue^{10,11,40}. La diminution de la fréquence des repas en famille chez les adolescents plus âgés concorde avec les données probantes internationales et les études longitudinales, qui indiquent que

les repas partagés deviennent moins fréquents à mesure que les jeunes grandissent et que les habitudes du foyer évoluent^{10,11}. De même, la tendance plus marquée à sauter le petit-déjeuner observée chez les adolescents plus âgés concorde avec les études qui montrent une baisse de la consommation de petit-déjeuner entre le

TABEAU 3
Associations entre les comportements alimentaires et le genre chez les adolescents,
Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes 2019 (n = 13 605)

Résultats et comparaisons	RCa	IC à 95 %	Valeur p*
Petits-déjeuners peu fréquents (< 5 fois par semaine)			
Garçons (référence)	1,00		
Filles	1,44	1,30 à 1,61	< 0,001
Repas du soir en famille peu fréquents (< 5 jours par semaine)			
Garçons (référence)	1,00		
Filles	1,27	1,15 à 1,40	< 0,001
Consommation fréquente de boissons sucrées (≥ 5 fois par semaine)			
Garçons (référence)	1,00		
Filles	0,73	0,66 à 0,80	< 0,001
Restriction alimentaire (plus d'une fois par an)			
Garçons (référence)	1,00		
Filles	1,86	1,63 à 2,10	< 0,001

Abréviations : IC, intervalle de confiance; RCa, rapport de cotes ajusté.

Remarques : Les modèles sont ajustés en fonction de l'âge (en années), des scores Z de l'indice de masse corporelle, de l'origine culturelle ou ethnique, du niveau de scolarité des parents, du niveau de sécurité alimentaire du ménage, du milieu de résidence et du revenu total du ménage. Les pondérations de l'échantillon de l'enquête et 1000 pondérations bootstrap ont été utilisées pour calculer des taux représentatifs à l'échelle nationale et des erreurs-types fiables.

* Valeurs p ajustées selon la méthode de Benjamini-Hochberg. Les associations statistiquement significatives ($p < 0,05$) sont indiquées en gras.

TABEAU 4
Associations entre les comportements alimentaires et le groupe d'âge chez les adolescents,
Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes 2019 (n = 13 605)

Résultats et comparaisons	RCa	IC à 95 %	Valeur <i>p</i> *
Petits-déjeuners peu fréquents (< 5 fois par semaine)			
Adolescents plus jeunes (12 à 13 ans) (référence)	1,00		
Adolescents plus âgés (14 à 17 ans)	2,09	1,85 à 2,35	< 0,001
Repas du soir en famille peu fréquents (< 5 jours par semaine)			
Adolescents plus jeunes (12 à 13 ans) (référence)	1,00		
Adolescents plus âgés (14 à 17 ans)	2,34	2,10 à 2,61	< 0,001
Consommation fréquente de boissons sucrées (≥ 5 jours par semaine)			
Adolescents plus jeunes (12 à 13 ans) (référence)	1,00		
Adolescents plus âgés (14 à 17 ans)	1,62	1,47 à 1,78	< 0,001
Restriction alimentaire (plus d'une fois par an)			
Adolescents plus jeunes (12 à 13 ans) (référence)	1,00		
Adolescents plus âgés (14 à 17 ans)	2,26	1,96 à 2,60	< 0,001

Abréviations : IC, intervalle de confiance; RCa, rapport de cotes ajusté.

Remarques : Les modèles sont ajustés en fonction du genre, des scores Z de l'indice de masse corporelle, de l'origine culturelle ou ethnique, du niveau de scolarité des parents, du niveau de sécurité alimentaire du ménage, du milieu de résidence et du revenu total du ménage. Les pondérations de l'échantillon de l'enquête et 1 000 pondérations bootstrap ont été utilisées pour calculer des taux représentatifs à l'échelle nationale et des erreurs-types fiables.

* Valeurs *p* ajustées selon la méthode de Benjamini-Hochberg. Les associations statistiquement significatives (*p* < 0,05) sont indiquées en gras.

début et la fin de l'adolescence^{40,41}. Des études antérieures indiquent également que les adolescents invoquent souvent le manque de temps, le fait de privilégier le sommeil plutôt que de manger et l'absence d'appétit comme raisons pour ne pas prendre de petit-déjeuner^{42,43}. Les adolescents plus âgés ont également déclaré une consommation plus élevée de boissons sucrées, ce qui concorde avec les données de surveillance indiquant une consommation plus importante chez les jeunes plus âgés, pouvant s'expliquer par le fait qu'ils achètent davantage de manière autonome, par les normes de leurs pairs et par leur exposition à la publicité^{40,44}. De plus, les restrictions alimentaires visant à contrôler le poids étaient plus fréquentes chez les adolescents plus âgés, ce qui corrobore les données indiquant une augmentation des préoccupations liées à l'image corporelle et des troubles du comportement alimentaire entre l'adolescence et l'âge adulte⁴⁵. Dans l'ensemble, ces résultats soulignent que l'adolescence est une période cruciale du développement, durant laquelle l'indépendance croissante et l'influence sociale peuvent contribuer à la perte de comportements alimentaires structurés et favorables à la santé.

L'origine ethnique et culturelle était associée à plusieurs comportements alimentaires chez les adolescents. Les adolescents noirs avaient davantage tendance que leurs homologues blancs à ne pas prendre de petit-déjeuner, à consommer fréquemment des boissons sucrées et à participer moins souvent aux repas du soir en famille, ce qui confirme les conclusions antérieures concernant les disparités raciales en matière de nutrition chez les adolescents^{16,46}. La littérature dont on dispose suggère que les inégalités structurelles et socio-économiques, notamment l'exposition inégale à l'insécurité alimentaire et à des environnements alimentaires malsains, pourraient contribuer à ces tendances, bien que ces facteurs n'aient pas été directement examinés dans notre étude^{47,48}. Les adolescents d'origine arabe participant à cette étude présentaient également un risque accru de comportements alimentaires sous-optimaux, notamment une prévalence plus élevée de l'absence de petit-déjeuner et de comportements alimentaires restrictifs, ce qui corrobore les études antérieures faisant état de disparités dans les comportements alimentaires entre les différents groupes ethnoculturels⁴⁹. À l'inverse, les adolescents d'origine asiatique ont fait état de comportements alimentaires plus structurés,

indiquant qu'ils prenaient plus souvent leur petit-déjeuner et partageaient des repas en famille, ce qui corrobore les données selon lesquelles les comportements alimentaires varient selon les groupes culturels et les contextes familiaux³⁹. Dans l'ensemble, ces résultats mettent en évidence des différences significatives dans les comportements alimentaires des adolescents selon les groupes de population et soulignent la nécessité de mettre en place des stratégies de santé publique adaptées à la culture et axées sur l'équité, qui tiennent compte des déterminants sociaux plus larges de la santé^{45,50}.

Les trois indicateurs socio-économiques (niveau de scolarité des parents, revenu du ménage et insécurité alimentaire) étaient tous associés de manière importante à divers comportements alimentaires, ce qui reflète d'importantes différences socio-économiques dans les comportements alimentaires des adolescents. Les adolescents issus de milieux socio-économiques défavorisés avaient davantage tendance à ne pas prendre de petit-déjeuner, à consommer fréquemment des boissons sucrées et à partager moins de repas du soir en famille que leurs homologues issus de milieux plus favorisés. Ces tendances

TABLEAU 5
Associations entre les comportements alimentaires et l'origine ethnique ou culturelle chez les adolescents,
Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes 2019 (n = 13 605)

Résultats et comparaisons	RCa	IC à 95 %	Valeur p*
Petits-déjeuners peu fréquents (< 5 fois par semaine)			
Blanc (référence)	1,00		
Asiatique	0,68	0,59 à 0,79	< 0,001
Noir	1,40	1,09 à 1,81	0,009
Arabe	1,41	1,00 à 1,99	0,047
Latino-américain ou origine mixte	0,92	0,67 à 1,25	0,599
Repas du soir en famille peu fréquents (< 5 jours par semaine)			
Blanc (référence)	1,00		
Asiatique	0,78	0,68 à 0,90	< 0,001
Noir	2,05	1,61 à 2,62	< 0,001
Arabe	0,84	0,59 à 1,20	0,353
Latino-américain ou origine mixte	0,72	0,54 à 0,96	0,028
Consommation fréquente de boissons sucrées (≥ 5 jours par semaine)			
Blanc (référence)	1,00		
Asiatique	0,90	0,79 à 1,05	0,852
Noir	1,59	1,25 à 2,01	0,001
Arabe	1,19	0,83 à 1,68	0,470
Latino-américain ou origine mixte	1,05	0,79 à 1,39	0,789
Restriction alimentaire (plus d'une fois par an)			
Blanc (référence)	1,00		
Asiatique	1,15	0,98 à 1,35	0,074
Noir	1,14	0,82 à 1,57	0,416
Arabe	1,89	1,29 à 2,77	0,001
Latino-américain ou origine mixte	1,27	0,90 à 1,80	0,165

Abbreviations : IC, intervalle de confiance; RCa, rapport de cotes ajusté.

Remarques : Les modèles sont ajustés en fonction de l'âge (en années), du genre, des scores Z de l'indice de masse corporelle, du niveau de scolarité des parents, du niveau de sécurité alimentaire du ménage, du milieu de résidence et du revenu total du ménage. Les pondérations de l'échantillon de l'enquête et 1 000 pondérations bootstrap ont été utilisées pour calculer des taux représentatifs à l'échelle nationale et des erreurs-types fiables.

* Valeurs p ajustées selon la méthode de Benjamini-Hochberg. Les associations statistiquement significatives ($p < 0,05$) sont indiquées en gras.

constantes soulignent la nature multidimensionnelle de la situation socio-économique, chaque indicateur reflétant des mécanismes distincts mais interdépendants qui influencent les comportements alimentaires des adolescents¹⁶. Le niveau de scolarité des parents était associé à la consommation de petit-déjeuner et de boissons sucrées. Les personnes dont les parents avaient un niveau d'études

secondaire ou inférieur étaient plus susceptibles de ne pas prendre de petit-déjeuner et de consommer des boissons sucrées au moins cinq jours par semaine. Ces résultats concordent avec les données internationales selon lesquelles un niveau d'études plus élevé chez les parents favorise des comportements alimentaires plus sains grâce à de meilleures connaissances nutritionnelles, à l'exemple donné

par les parents et à des habitudes bien établies¹². Le revenu du ménage constituait un autre facteur déterminant des comportements alimentaires. Les adolescents issus de ménages à revenus élevés avaient moins tendance à sauter le petit-déjeuner ou à consommer des boissons sucrées, et avaient davantage tendance à prendre régulièrement leurs repas du soir en famille que ceux issus de ménages à

TABEAU 6
Associations entre les comportements alimentaires et les indicateurs de statut socio-économique chez les adolescents,
Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes 2019 (n = 13 605)

Résultats et comparaisons	2019		
	RCa	IC à 95 %	Valeur <i>p</i> *
Niveau de scolarité des parents			
Petits-déjeuners peu fréquents (< 5 fois par semaine)			
Diplôme collégial ou supérieur (référence)	1,00		
Diplôme d'études secondaires ou moins	1,19	1,05 à 1,36	0,006
Repas du soir en famille peu fréquents (< 5 jours par semaine)			
Diplôme collégial ou supérieur (référence)	1,00		
Diplôme d'études secondaires ou moins	1,03	0,91 à 1,17	0,601
Consommation fréquente de boissons sucrées (≥ 5 jours par semaine)			
Diplôme collégial ou supérieur (référence)	1,00		
Diplôme d'études secondaires ou moins	1,25	1,11 à 1,40	< 0,001
Restriction alimentaire (plus d'une fois par an)			
Diplôme collégial ou supérieur (référence)	1,00		
Diplôme d'études secondaires ou moins	1,12	0,92 à 1,37	0,231
Revenu du ménage			
Petits-déjeuners peu fréquents (< 5 fois par semaine)			
> 80 000 \$ (référence)	1,00		
60 001 \$ à 80 000 \$	1,24	1,05 à 1,46	0,496
40 001 \$ à 60 000 \$	1,16	0,98 à 1,34	0,952
≤ 40 000 \$	1,25	1,05 à 1,49	0,012
Repas du soir en famille peu fréquents (< 5 jours par semaine)			
> 80 000 \$ (référence)	1,00		
60 001 \$ à 80 000 \$	1,06	0,90 à 1,26	0,455
40 001 \$ à 60 000 \$	1,12	0,95 à 1,32	0,151
≤ 40 000 \$	1,20	1,01 à 1,42	0,034
Consommation fréquente de boissons sucrées (≥ 5 jours par semaine)			
> 80 000 \$ (référence)	1,00		
60 001 \$ à 80 000 \$	1,05	0,90 à 1,26	0,824
40 001 \$ à 60 000 \$	1,18	0,95 à 1,32	0,190
≤ 40 000 \$	1,20	1,01 à 1,42	0,016
Restriction alimentaire (plus d'une fois par an)			
> 80 000 \$ (référence)	1,00		
60 001 \$ à 80 000 \$	1,01	0,84 à 1,23	0,386
40 001 \$ à 60 000 \$	1,09	0,91 à 1,28	0,783
≤ 40 000 \$	0,98	0,81 à 1,19	0,816

Suite à la page suivante

TABEAU 6 (suite)
Associations entre les comportements alimentaires et les indicateurs de statut socio-économique chez les adolescents,
Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes 2019 (n = 13 605)

Résultats et comparaisons	2019		
	RCa	IC à 95 %	Valeur <i>p</i> *
Niveau de sécurité alimentaire			
Petits-déjeuners peu fréquents (< 5 fois par semaine)			
Sécurité alimentaire (référence)	1,00		
Insécurité alimentaire	1,76	1,49 à 2,07	< 0,001
Repas du soir en famille peu fréquents (< 5 jours par semaine)			
Sécurité alimentaire (référence)	1,00		
Insécurité alimentaire	1,46	1,24 à 1,71	< 0,001
Consommation fréquente de boissons sucrées (≥ 5 jours par semaine)			
Sécurité alimentaire (référence)	1,00		
Insécurité alimentaire	1,32	1,12 à 1,53	< 0,001
Restriction alimentaire (plus d'une fois par an)			
Sécurité alimentaire (référence)	1,00		
Insécurité alimentaire	1,12	0,92 à 1,37	0,231

Abréviations : IC, intervalle de confiance; RCa, rapport de cotes ajusté.

Remarques : Les modèles sont ajustés en fonction de l'âge (en années), du genre, des scores Z de l'indice de masse corporelle, de l'origine culturelle ou ethnique, du milieu de résidence, du niveau de scolarité des parents (lorsqu'il ne s'agit pas de l'exposition), du niveau de sécurité alimentaire du ménage (lorsqu'il ne s'agit pas de l'exposition) et du revenu total du ménage (lorsqu'il ne s'agit pas de l'exposition). Les pondérations de l'échantillon de l'enquête et 1 000 pondérations bootstrap ont été utilisées pour calculer des taux représentatifs à l'échelle nationale et des erreurs-types fiables.

* Valeurs *p* ajustées selon la méthode de Benjamini-Hochberg. Les associations statistiquement significatives (*p* < 0,05) sont indiquées en gras.

faibles revenus. Même si les contrastes n'ont pas tous atteint le seuil de signification statistique, les tendances allaient systématiquement dans le sens escompté. Ces résultats indiquent que les adolescents canadiens ne sont pas à l'abri de la précarité financière de leur foyer. Au contraire, les difficultés économiques continuent d'influencer leurs comportements alimentaires quotidiens. Ces résultats contrastent avec des données antérieures indiquant que les liens entre les revenus et l'alimentation sont moins marqués chez les adolescents que chez les adultes⁵¹, ce qui suggère que, si la quantité de nourriture peut être stabilisée au sein des ménages, la structure et la régularité des comportements alimentaires restent sensibles aux difficultés financières. L'insécurité alimentaire s'est révélée être le facteur prédictif le plus significatif pour l'ensemble des résultats, étant associée à un petit-déjeuner pris rarement, à une diminution des repas du soir en famille et à une consommation plus élevée de boissons sucrées. Malgré les efforts déployés par les parents pour protéger leurs enfants des conséquences de l'insécurité alimentaire⁵²,

ces résultats indiquent que les mesures actuelles sont insuffisantes. L'insécurité alimentaire constitue donc non seulement un indicateur de privation matérielle, mais aussi un déterminant social direct de la santé des adolescents. Dans l'ensemble, ces résultats mettent en évidence des inégalités socio-économiques persistantes dans les comportements alimentaires des adolescents canadiens. Ces disparités socio-économiques soulignent la nécessité de mettre en place des mesures structurelles en amont visant à lutter contre la précarité des revenus, à améliorer les conditions de travail des parents et à faciliter l'accès à une alimentation nutritive, afin de créer des environnements équitables propices à une alimentation saine chez les adolescents.

Points forts et limites

L'un des principaux atouts de cette étude réside dans l'utilisation d'un vaste échantillon représentatif à l'échelle nationale d'adolescents canadiens issus de toutes les provinces et de tous les territoires, ce qui renforce la généralisation des résultats. Cette étude a également analysé simultanément quatre comportements alimentaires

distincts à partir d'un seul ensemble de données, ce qui a permis une évaluation plus complète des schémas sociaux dans les comportements alimentaires des adolescents que les études axées sur un seul comportement. Il convient toutefois de reconnaître plusieurs limites. Tout d'abord, les comportements alimentaires auto-déclarés sont sujets à des biais de rappel et de désirabilité sociale, ce qui peut entraîner une sous-déclaration des comportements perçus comme malsains, en particulier chez les filles, ou encore une surdéclaration des repas du soir en famille et de la consommation de petit-déjeuner. D'autre part, bien que Statistique Canada ait utilisé des questions dont la validité a été démontrée, seul un sous-ensemble limité de questions issues du test EAT-26 (Eating Attitudes Test-26) a été retenu, limitant la capacité à saisir toute la complexité des comportements alimentaires restrictifs⁵³. Ensuite, l'ECSEJ ne disposait pas d'indicateurs validés, issus des déclarations des jeunes eux-mêmes, concernant leur statut social perçu ou leur niveau de richesse, qui sont de plus en plus reconnus comme des facteurs prédictifs importants

de la santé des adolescents. Également, malgré la représentativité nationale, certaines populations, telles que les personnes vivant dans les communautés des Premières Nations, en placement familial ou en établissement, ont été exclues de l'ECSEJ. De plus, il n'a pas été possible d'analyser séparément les jeunes de genres divers, car la petite taille de l'échantillon ne permettait pas d'obtenir des estimations fiables au regard des lignes directrices de Statistique Canada en matière de qualité des données. Il s'agit d'une limitation importante, car les adolescents de genres divers peuvent être exposés à des risques particuliers et potentiellement accrus liés à l'alimentation restrictive et à l'insécurité alimentaire. Enfin, étant donné que les données ont été recueillies en 2019, avant la pandémie de COVID-19, les recherches futures devraient vérifier dans quelle mesure les changements liés à la pandémie ont pu influencer les comportements alimentaires des adolescents et les inégalités socio-économiques. Bien que des données plus récentes issues de l'ECSEJ 2023 soient disponibles, plusieurs considérations méthodologiques ont justifié le recours au cycle de 2019 pour cette étude. Tout d'abord, le cycle de 2023 a enregistré un taux de réponse nettement inférieur (19 %), ce qui limite considérablement la validité externe. Ensuite, la période de référence pour les comportements alimentaires variait d'un cycle à l'autre : l'enquête de 2019 portait sur une période de 7 jours, tandis que celle de 2023 couvrait une période de 30 jours. Les périodes de rappel plus longues sont davantage sujettes à des erreurs de mémoire, ce qui peut réduire la précision et la fiabilité des comportements alimentaires autodéclarés⁵⁴. Enfin, le cycle de 2023 ne comprenait pas de variable relative à la consommation du petit-déjeuner, un indicateur important des comportements alimentaires chez les adolescents. Pour ces raisons, le cycle de 2019 de l'ECSEJ a été jugé plus adapté aux objectifs de notre étude.

Conclusion

Cette étude a démontré qu'il existe des disparités sociodémographiques dans les comportements alimentaires chez les adolescents canadiens. Les adolescents plus âgés et les filles étaient plus susceptibles de faire état de comportements alimentaires sous-optimaux, comme le fait de sauter le petit-déjeuner, de prendre moins de repas du soir en famille et d'adopter

des comportements alimentaires restrictifs. Les différences raciales et culturelles étaient également manifestes : les adolescents noirs présentaient un risque plus élevé d'adopter des comportements alimentaires malsains, tandis que les adolescents asiatiques faisaient état de routines alimentaires plus structurées. La situation socio-économique s'est révélée être un facteur déterminant de la fréquence du petit-déjeuner et de la consommation de boissons sucrées, soulignant les inégalités persistantes en matière d'accès à des environnements alimentaires sains.

Ces résultats soulignent l'importance de s'attaquer aux déterminants sociaux des comportements alimentaires chez les adolescents par le biais de stratégies de santé publique ciblées et axées sur l'équité. Bien que les termes d'interaction et les analyses intersectionnelles formelles n'aient pas été étudiés dans notre analyse, les recherches futures devraient évaluer de manière explicite comment le genre, l'origine ethnique et les facteurs socio-économiques interagissent pour façonner les comportements alimentaires chez les adolescents^{16,55}. La mise au point d'outils validés permettant d'évaluer à la fois les comportements alimentaires et le statut social perçu rapportés par les jeunes permettrait de renforcer la validité conceptuelle. Des études longitudinales et qualitatives sont également nécessaires pour mettre en évidence les trajectoires et les influences contextuelles au fil du temps. Enfin, il sera essentiel de s'attaquer aux déterminants en amont par le biais d'interventions structurelles, telles que des politiques visant à réduire les inégalités de revenus, l'insécurité alimentaire et les obstacles à l'éducation, afin de promouvoir des comportements alimentaires plus sains et plus équitables chez les adolescents canadiens.

Remerciements

Cette recherche a été menée au Centre de données de recherche d'Ottawa (CDRO), qui fait partie du Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR). Ce service est rendu possible grâce au soutien de la Fondation canadienne pour l'innovation, des Instituts de recherche en santé du Canada, du Conseil de recherches en sciences humaines et de Statistique Canada, ainsi qu'à celui de l'Université d'Ottawa.

Les données de l'Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes (ECSEJ)

de 2019 utilisées dans le cadre de ce projet ont été fournies par Statistique Canada et consultées par l'intermédiaire d'un ou de plusieurs centres de données de recherche (CDR) du Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR).

Aucun financement externe n'a été reçu pour cette étude. GDG remercie l'Université d'Ottawa pour le financement accordé dans le cadre de la Bourse en nutrition et santé mentale.

Conflits d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts.

Contributions des auteurs et avis

GELD : conception, gestion des données, analyse formelle, méthodologie, validation, visualisation, rédaction de la première version du manuscrit, relectures et corrections.

JPC : conception, méthodologie, relectures et corrections.

RAK : gestion des données, relectures et corrections.

CTL : supervision, conceptualisation, méthodologie, administration du projet, relectures et corrections.

Tous les auteurs ont lu et approuvé le manuscrit final.

Le contenu et les opinions exprimées dans cet article sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position officielle du gouvernement du Canada.

En raison du caractère confidentiel de ces microdonnées, celles-ci ne peuvent être divulguées. Les chercheurs canadiens travaillant dans l'un des établissements membres du RCCDR peuvent accéder à ces données sans frais supplémentaires. Les autres chercheurs devront s'acquitter d'une redevance pour accéder aux données. L'accès aux données est soumis à une vérification des antécédents et à une procédure d'autorisation de recherche. Les protocoles relatifs à l'accès aux données, y compris les tarifs applicables aux chercheurs issus d'établissements n'appartenant pas au RCCDR, sont disponibles sur le site Web du RCCDR.

Références

1. Santé Canada. Guide alimentaire canadien [Internet]. Ottawa (Ontario) : Santé Canada; 2021 [consultation le 4 mai 2025]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/guide-alimentaire.html>
2. Appannah G, Murray K, Trapp G, Dymock M, Oddy WH, Ambrosini GL. Dietary pattern trajectories across adolescence and early adulthood and their associations with childhood and parental factors. *Am J Clin Nutr*. 2021; 113(1):36-46. <https://doi.org/10.1093/ajcn/nqaa281>
3. Das JK, Salam RA, Thornburg KL, Prentice AM, Campisi S, Lassi ZS, et al. Nutrition in adolescents: physiology, metabolism, and nutritional needs. *Ann N Y Acad Sci*. 2017;1393(1):21-33. <https://doi.org/10.1111/nyas.13330>
4. Ahmed M, Ng AP, L'Abbe MR. Nutrient intakes of Canadian adults: results from the Canadian Community Health Survey (CCHS)–2015 Public Use Microdata File. *Am J Clin Nutr*. 2021; 114(3):1131-1140. <https://doi.org/10.1093/ajcn/nqab143>
5. Sliwa SA, Merlo CL, McKinnon II, Self JL, Kissler CJ, Saelee R, et al. Skipping breakfast and academic grades, persistent feelings of sadness or hopelessness, and school connectedness among high school students — Youth Risk Behaviour Survey, United States, 2023. *MMWR*. 2024;73(Suppl. 4):87-93. <https://doi.org/10.15585/mmwr.su7304a10>
6. López-Gil JF, Tully MA, Cristi-Montero C, Brazo-Sayavera J, Gaya AR, Calatayud J, et al. Is the frequency of breakfast consumption associated with life satisfaction in children and adolescents? A cross-sectional study with 154 151 participants from 42 countries. *Nutr J*. 2024;23:78. <https://doi.org/10.1186/s12937-024-00979-5>
7. Ricotti R, Caputo M, Monzani A, Pigni S, Antoniotti V, Bellone S, et al. Breakfast skipping, weight, cardiometabolic risk, and nutrition quality in children and adolescents: a systematic review of randomized controlled and intervention longitudinal trials. *Nutrients*. 2021;13(10):10. <https://doi.org/10.3390/nu13103331>
8. Berge JM, Truesdale KP, Sherwood NE, Mitchell N, Heerman WJ, Barkin S, et al. Beyond the dinner table: who's having breakfast, lunch and dinner family meals and which meals are associated with better diet quality and BMI in pre-school children? *Public Health Nutr*. 2017;20(18):3275-3284. <https://doi.org/10.1017/S1368980017002348>
9. Robson SM, McCullough MB, Rex S, Munafò MR, Taylor G. Family meal frequency, diet, and family functioning: a systematic review with meta-analyses. *J Nutr Educ Behav*. 2020; 52(5):553-564. <https://doi.org/10.1016/j.jneb.2019.12.012>
10. López-Gil JF, Smith L, Tully MA, Álvarez-Pitti J, Gómez SF, Schröder H. Prevalence of daily family meals among children and adolescents from 43 countries. *Matern Child Nutr*. 2025; 21(1):e13706. <https://doi.org/10.1111/mcn.13706>
11. Neumark-Sztainer D, Wall M, Fulkerson JA, Larson N. Changes in the frequency of family meals from 1999–2010 in the homes of adolescents: trends by sociodemographic characteristics. *J Adolesc Health Off Publ Soc Adolesc Med*. 2013;52(2):201-206. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2012.06.004>
12. Warren C, Hobin E, Manuel DG, Anderson LN, Hammond D, Jessri M, et al. Socioeconomic position and consumption of sugary drinks, sugar-sweetened beverages and 100% juice among Canadians: a cross-sectional analysis of the 2015 Canadian Community Health Survey – Nutrition. *Can J Public Health*. 2022;113(3):341-362. <https://doi.org/10.17269/s41997-021-00602-8>
13. Potvin Kent M, Pauzé E, Roy EA, de Billy N, Czoli C. Children and adolescents' exposure to food and beverage marketing in social media apps. *Pediatr Obes*. 2019;14(6):e12508. <https://doi.org/10.1111/ijpo.12508>
14. Drewnowski A, Rehm CD. Socioeconomic gradient in consumption of whole fruit and 100% fruit juice among US children and adults. *Nutr J*. 2015;14(1):3. <https://doi.org/10.1186/1475-2891-14-3>
15. Santé Canada. Guide alimentaire canadien – Une saine alimentation pour les adolescents [Internet]. Ottawa (Ontario) : Santé Canada; 2020 [consultation le 9 octobre 2025]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/guide-alimentaire/manger-favoriser/etapes-vie/adolescents.html>
16. Patte KA, Duncan MJ, Amores A, Belita E, Kocsis R, Riazi NA, et al. Inequities in dietary intake and eating behaviours among adolescents in Canada. *Can J Public Health*. 2024;1-14. <https://doi.org/10.17269/S41997-024-00854-0>
17. Statistique Canada. Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes (ECSEJ) [Internet]. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada; 2019 [consultation le 22 avril 2025]. En ligne à : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=1215270
18. Patton GC, Sawyer SM, Santelli JS, Ross DA, Afifi R, Allen NB, et al. Our future: a Lancet commission on adolescent health and well-being. *The Lancet*. 2016;387(10036):2423-2478. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)00579-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)00579-1)
19. Santé Canada. Guide alimentaire canadien – Annexe A : Recommandations en matière d'alimentation saine [Internet]. Ottawa (Ontario) : Santé Canada; 2022 [consultation le 9 octobre 2025]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/guide-alimentaire/explorez/lignes-directrices-matieres-alimentation/annexe-a-principes.html>
20. Organisation mondiale de la Santé. Alimentation saine [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2020 [consultation le 9 octobre 2025]. En ligne à : <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/healthy-diet>
21. Cayres SU, Júnior IFF, Barbosa MF, Christofaro DGD, Fernandes RA. Breakfast frequency, adiposity, and cardiovascular risk factors as markers in adolescents. *Cardiol Young*. 2016;26(2): 244-249. <https://doi.org/10.1017/S1047951115000050>

22. Neumark-Sztainer D, Eisenberg ME, Fulkerson JA, Story M, Larson NI. Family meals and disordered eating in adolescents: longitudinal findings from project EAT. *Arch Pediatr Adolesc Med.* 2008;162(1):17-22. <https://doi.org/10.1001/archpediatrics.2007.9>
23. Utter J, Denny S, Peiris-John R, Moselen E, Dyson B, Clark T. Family meals and adolescent emotional well-being: findings from a national study. *J Nutr Educ Behav.* 2017;49(1):67-72.e1. <https://doi.org/10.1016/j.jneb.2016.09.002>
24. Johnson RK, Appel LJ, Brands M, Howard BV, Lefevre M, Lustig RH, et al. Dietary sugars intake and cardiovascular health. *Circulation.* 2009;120(11):1011-1020. <https://doi.org/10.1161/CIRCULATIONAHA.109.192627>
25. Millen BE, Abrams S, Adams-Campbell L, Anderson CA, Brenna JT, Campbell WW, et al. The 2015 Dietary Guidelines Advisory Committee scientific report: development and major conclusions. *Adv Nutr.* 2016;7(3):438-444. <https://doi.org/10.3945/an.116.012120>
26. Organisation mondiale de la Santé. Orientation : apport en sucres chez l'adulte et l'enfant [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2015. En ligne à : <https://iris.who.int/server/api/core/bitstreams/6c8c3ede-108a-4114-8594-0b117e5bd90e/content>
27. Santé Canada. Guide alimentaire canadien – Lignes directrices canadiennes en matière d'alimentation : Section 2 Aliments et boissons qui nuisent à la saine alimentation [Internet]. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada; 2022 [consultation le 16 avril 2026]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/guide-alimentaire/explorez/lignes-directrices-matieres-alimentation/section-2-aliments-boissons-qui-nuisent-saine-alimentation.html>
28. Statistique Canada. Enquête canadienne sur la santé des enfants et des jeunes 2019 (ECSEJ) : Guide de l'utilisateur. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada; 2020.
29. Food and Nutrition Board, National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine. Dietary reference intakes (DRIs): estimated average requirements. Dans : Oria M, Harrison M, Stallings VA, editors. *Dietary Reference Intakes for Sodium and Potassium.* Washington (DC) : National Academies Press; 2019. En ligne à : https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK545442/table/appJ_tab1/
30. Statistique Canada. Guide de référence sur le revenu : recensement de la population, 2021 [Internet]. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada; 2022 [consultation le 29 septembre 2025]. En ligne à : <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2021/ref/98-500/004/98-500-x2021004-fra.cfm>
31. Santé Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes cycle 2.2, Nutrition (2004) : Sécurité alimentaire liée au revenu dans les ménages canadiens [Internet]. Ottawa (Ontario) : Santé Canada [n° H164-42/2007E-PDF au catalogue]; 2007. En ligne à : https://publications.gc.ca/collections/collection_2007/hc-sc/H164-42-2007E.pdf
32. Tugault-Lafleur CN, Barr SI, Black JL. Examining differences in school hour and school day dietary quality among Canadian children between 2004 and 2015. *Public Health Nutr.* 2019;22(16):3051-3062. <https://doi.org/10.1017/S1368980019000788>
33. Tugault-Lafleur CN, Black JL. Who misses lunch on school days in Canada? *J Hunger Environ Nutr.* 2022;17(6):763-779. <https://doi.org/10.1080/19320248.2021.1984359>
34. Organisation mondiale de la Santé. Growth reference data for 5–19 years [Internet]. Genève (CH) : OMS; 2007 [consultation le 26 décembre 2025]. En ligne à : <https://www.who.int/tools/growth-reference-data-for-5to19-years>
35. Benjamini Y, Hochberg Y. Controlling the false discovery rate: a practical and powerful approach to multiple testing. *J R Stat Soc Ser B Methodol.* 1995;57(1):289-300. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1995.tb02031.x>
36. StataCorp. Stata statistical software: release 13. College Station (TX): StataCorp LLC; 2013.
37. Doggui R, Ward S, Johnson C, Bélanger M. Trajectories of beverage consumption during adolescence. *Appetite.* 2022;175:106092. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2022.106092>
38. Lucibello KM, Zhang Q, Leatherdale ST, Patte KA. Changing eating to manage weight or shape: a cross-sectional and prospective study of the prevalence and correlates in a large Canadian adolescent cohort. *Prev Med.* 2024;184:107987. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2024.107987>
39. Ju S, Helton JJ, Iwinski S. Protective role of family mealtime frequency against disordered eating behaviours: racial and ethnic differences. *Appetite.* 2024;197:107328. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2024.107328>
40. Doggui R, Ward S, Johnson C, Bélanger M. Trajectories of eating behaviour changes during adolescence. *Nutrients.* 2021;13(4):4. <https://doi.org/10.3390/nu13041313>
41. Coulthard JD, Palla L, Pot GK. Breakfast consumption and nutrient intakes in 4–18-year-olds: UK National Diet and Nutrition Survey Rolling Programme (2008–2012). *Br J Nutr.* 2017;118(4):280-290. <https://doi.org/10.1017/S0007114517001714>
42. Doughty KN, Treu JA, Eckner K. A qualitative analysis of students' breakfast habits and school breakfast participation in two public school districts. *J Child Nutr Manag.* 2020;44(2). En ligne à : <https://schoolnutrition.org/journal/fall-2020-a-qualitative-analysis-of-students-breakfast-habits-and-school-breakfast-participation-in-two-public-school-districts/>
43. Badrasawi M, Anabtawi O, Al-Zain Y. Breakfast characteristics, perception, and reasons of skipping among 8th- and 9th-grade students at governmental schools, Jenin governance, West Bank. *BMC Nutr.* 2021;7(1):42. <https://doi.org/10.1186/s40795-021-00451-1>

44. Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Fast facts: sugar-sweetened beverage consumption [Internet]. Atlanta (GA) : Centers for Disease Control and Prevention; 2026 [consultation le 6 juillet 2026]. En ligne à : <https://www.cdc.gov/nutrition/php/data-research/sugar-sweetened-beverages.html>
45. Simone M, Telke S, Anderson LM, Eisenberg M, Neumark-Sztainer D. Ethnic/racial and gender differences in disordered eating behaviour prevalence trajectories among women and men from adolescence into adulthood. *Soc Sci Med*. 2022;294:114720. <https://doi.org/10.1016/J.SOCSCIMED.2022.114720>
46. Jones AC, Kirkpatrick SI, Hammond D. Beverage consumption and energy intake among Canadians: analyses of 2004 and 2015 national dietary intake data. *Nutr J*. 2019;18(1):60. <https://doi.org/10.1186/s12937-019-0488-5>
47. PROOF. New data on household food insecurity in 2024 [Internet]. Toronto (Ontario) : PROOF; 2025 [consultation le 27 juillet 2025]. En ligne à : <https://proof.utoronto.ca/2025/new-data-on-household-food-insecurity-in-2024/>
48. Cassidy O, Tanofsky-Kraff M, Waters AJ, Shank LM, Pine A, Quattlebaum M, et al. The impact of racially targeted food marketing and attentional biases on consumption in Black adolescent females with and without obesity: pilot data from the Black Adolescent & Entertainment (BAE) study. *PLOS One*. 2023;18(1):e0279871. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0279871>
49. Melisse B, de Beurs E, van Furth EF. Eating disorders in the Arab world: a literature review. *J Eat Disord*. 2020; 8(1):59. <https://doi.org/10.1186/s40337-020-00336-x>
50. Dierckens M, Deforche B, De Clercq B, Weinberg D, Stevens GWJM, Chatelan A, et al. Country-level sociocultural context and socioeconomic inequalities in adolescent dietary behaviours: a multilevel analysis in 21 European countries. *Appetite*. 2024;198:107339. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2024.107339>
51. Garriguet D. Vue d'ensemble des habitudes alimentaires des Canadiens, 2004. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada [n° 82-620-MIE au catalogue, n° 2]; 2006. En ligne à : <https://publications.gc.ca/collections/Collection/Statcan/82-620-M/82-620-MIF2006002.pdf>
52. Hevesi R, Downey MR, Harvey K. Living in food insecurity: a qualitative study exploring parents' food parenting practices and their perceptions of the impact of food insecurity on their children's eating. *Appetite*. 2024;195:107204. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2024.107204>
53. Papini NM, Jung M, Cook A, Lopez NV, Ptomey LT, Herrmann SD, et al. Psychometric properties of the 26-item eating attitudes test (EAT-26): an application of rasch analysis. *J Eat Disord*. 2022;10:62. <https://doi.org/10.1186/S40337-022-00580-3>
54. Shim JS, Oh K, Kim HC. Dietary assessment methods in epidemiologic studies. *Epidemiol Health*. 2014;36:e2014009. <https://doi.org/10.4178/epih/e2014009>
55. Bauer GR. Incorporating intersectionality theory into population health research methodology: challenges and the potential to advance health equity. *Soc Sci Med*. 2014;110:10-17. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.03.022>

Recherche quantitative originale

Profils d'une alimentation perturbée et liens avec les caractéristiques sociodémographiques des élèves : une analyse des classes latentes chez les adolescents au Canada

Lin Zheng, M. Sc. (1); Katelyn Battista, Ph. D. (1); William Pickett, Ph. D. (1,2); Jian Liu, Ph. D. (1); Scott T. Leatherdale, Ph. D. (3); Karen A. Patte, Ph. D. (1,3)

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

Résumé

Introduction. Malgré leur importance pour la santé et le bien-être, les données sur l'alimentation perturbée chez les adolescents canadiens restent limitées. Cette étude visait à 1) établir les classes latentes d'alimentation perturbée chez les adolescents au Canada et 2) déterminer si les caractéristiques sociodémographiques des élèves permettent de prédire leur appartenance à l'une de ces classes.

Méthodologie. Les données issues de l'enquête menée auprès des élèves proviennent de l'étude COMPASS 2021-2022. L'échantillon comprenait 24 639 élèves de la 9^e à la 12^e année relevant de 69 établissements d'enseignement secondaire de l'Alberta, de la Colombie-Britannique et de l'Ontario. Une analyse des classes latentes a été réalisée afin d'étudier les profils d'alimentation perturbée en fonction de six éléments évaluant les préoccupations liées au poids, les comportements alimentaires restrictifs ou compulsifs, les purges et les comportements compensatoires. Une régression logistique a été réalisée afin d'étudier les liens entre l'appartenance à une classe d'alimentation perturbée et les caractéristiques sociodémographiques (niveau scolaire, sexe, race et ethnicité, aisance familiale et indice de masse corporelle).

Résultats. Cinq classes d'alimentation perturbée ont été établies : alimentation perturbée légère ou inexistante (32,5 %), modification des habitudes alimentaires liée au poids (30,7 %), hyperphagie avec préoccupations liées au poids (25,7 %), hyperphagie sans préoccupation liée au poids (7,3 %) et alimentation perturbée complexe (3,7 %). Les filles cisgenres, les jeunes femmes et de genre non binaire, les adolescents issus de foyers moins aisés et ceux présentant un surpoids important étaient plus exposés au risque d'appartenir à des groupes présentant des symptômes plus marqués par rapport au groupe présentant une alimentation perturbée légère ou inexistante et, respectivement, aux garçons cisgenres, à leurs pairs issus de milieux plus aisés et à ceux ayant un poids santé.

Conclusion. Les résultats indiquent que les adolescents canadiens présentent des schémas d'alimentation perturbée hétérogènes, avec des disparités marquées selon le sexe, l'aisance familiale et le poids. La mise en évidence des inégalités en matière d'alimentation perturbée souligne l'importance de mener à l'avenir des études longitudinales, afin d'analyser les trajectoires de développement de ce trouble et d'élaborer des stratégies de prévention et d'intervention précoce adaptées aux besoins des différentes populations d'adolescents.

Mots-clés : *adolescents, alimentation perturbée, analyse des classes latentes, schémas, jeunesse*

Rattachement des auteurs :

1. Département des sciences de la santé, Université Brock, St. Catharines (Ontario), Canada
2. Département des sciences de la santé publique, Carruthers Hall, Université Queen's, Kingston (Ontario), Canada
3. School of Public Health Sciences, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada

Correspondance : Lin Zheng, Département des sciences de la santé, Université Brock, région de Niagara, 1812 Sir Isaac Brock Way, St. Catharines, (Ontario) L2S 3A1; courriel : lz14uo@brocku.ca

Attribution suggérée

Article de recherche par Zheng L et al. dans la revue PSPMC mis à disposition selon les termes de la [licence internationale Creative Commons Attribution 4.0](#)



Points saillants

- Nous avons établi cinq profils d'alimentation perturbée chez plus de 24 000 adolescents canadiens, allant de problèmes légers à des symptômes plus complexes.
- Les résultats ont mis en évidence une hétérogénéité dans les pensées et les comportements alimentaires des adolescents, notamment en ce qui concerne les préoccupations liées au poids, l'hyperphagie, les pratiques restrictives et les comportements compensatoires.
- Les filles cisgenres, les jeunes transgenres ou de genre non binaire, les adolescents issus de foyers moins aisés et ceux présentant un surpoids important étaient plus exposés au risque d'appartenir à des classes d'alimentation perturbée présentant des symptômes plus marqués.
- Les résultats ont mis en évidence la nécessité de mettre en place des stratégies de prévention et d'intervention précoce fondées sur l'équité, tenant compte des questions de genre et adaptées aux besoins, ainsi que de mener à l'avenir des recherches longitudinales afin de mieux comprendre les trajectoires de développement de l'alimentation perturbée.

Introduction

L'alimentation perturbée désigne des pensées et des comportements alimentaires inadaptés, en particulier des préoccupations en matière de poids ou de silhouette, une alimentation restrictive ou compulsive, des pratiques de purge, ainsi que l'abus de laxatifs, de diurétiques, de pilules amaigrissantes ou de stéroïdes¹. Les pensées et comportements liés à l'alimentation perturbée forment des symptômes de troubles alimentaires qui ne répondent pas aux critères diagnostiques cliniques, mais qui sont reconnus comme des facteurs de risque de développement d'un trouble alimentaire². Un examen systématique et une méta-analyse de 2023 ont rapporté qu'environ 22 % des jeunes dans le monde présentaient une alimentation perturbée³. La prévalence élevée d'une alimentation perturbée constitue un problème de santé publique majeur en raison de son association avec des conséquences néfastes pour la santé, telles que la détresse psychologique, la dépression et les idées suicidaires^{4,5}. Chez certaines personnes, les comportements liés à une alimentation perturbée peuvent évoluer vers un trouble alimentaire diagnostiquable cliniquement^{6,7}. Sans traitement approprié, les troubles alimentaires risquent de devenir persistants, graves et récurrents, présentant le deuxième taux de mortalité le plus élevé parmi tous les troubles mentaux, dépassé uniquement par la dépendance aux opiacés⁸⁻¹⁰. Compte tenu de ces graves conséquences, il est essentiel de comprendre les schémas d'alimentation perturbée et les facteurs de risque chez les jeunes afin de développer des stratégies efficaces de prévention et d'intervention précoce.

De nouvelles données indiquent que les pensées et les comportements liés à l'alimentation perturbée forment des schémas variés et concomitants plutôt que de s'inscrire sur un continuum unique de fréquence/gravité¹¹⁻²⁰. Par conséquent, les chercheurs ont eu recours à une analyse des classes latentes (ACL) ou à une analyse des profils latents (APL) pour établir des profils d'alimentation perturbée et de troubles alimentaires chez les jeunes, principalement aux États-Unis^{11-13,17} et en Europe^{16,19}. L'ACL est une méthode statistique utilisée pour repérer des sous-groupes latents au sein d'une population en se basant sur les schémas de réponse des individus à des variables observées (indicateurs)^{21,22}. Contrairement aux méthodes traditionnelles centrées sur les variables,

qui supposent des effets identiques dans l'ensemble de la population et traitent l'alimentation perturbée comme une construction continue ou unidimensionnelle, risquant ainsi de masquer d'importants sous-types de risque, l'ACL adopte une approche centrée sur la personne^{21,22}. Elle permet aux chercheurs de révéler des schémas comportementaux spécifiques et d'obtenir des informations nuancées sur les manifestations d'alimentation perturbée au sein des populations^{21,22}. Par exemple, Cain et al. ont repéré cinq groupes de préoccupations alimentaires, pondérales et corporelles chez les jeunes femmes américaines, correspondant à une alimentation restrictive, une suralimentation et des symptômes de type boulimique¹¹. De même, une autre étude américaine menée auprès de jeunes hommes a révélé cinq groupes d'alimentation perturbée, caractérisés par des troubles de l'image corporelle, de l'hyperphagie ou des purges et des préoccupations liées à la musculature¹². Bien que plusieurs ACL ou APL aient porté sur les schémas d'alimentation perturbée, d'importantes lacunes subsistent dans la littérature. Tout d'abord, de nombreuses études centrées sur la personne sont axées sur des échantillons de jeunes adultes^{11,13,17} ou d'adultes²⁰ plutôt que sur des adolescents, alors que l'adolescence est une période de développement critique pour l'émergence des comportements d'alimentation perturbée^{6,7}. De plus, plusieurs ACL chez les adolescents ont été menées il y a environ dix ans¹⁴⁻¹⁶, avant certains changements sociétaux majeurs, notamment la pandémie de COVID-19, qui ont modifié les environnements alimentaires²³, l'exposition aux réseaux sociaux²⁴, les facteurs de stress liés à la santé mentale²⁵ et l'accès aux ressources de soutien²⁶. Compte tenu des données indiquant que les comportements liés à l'alimentation perturbée sont sensibles aux influences sociales et contextuelles²⁷, des analyses actualisées basées sur la population sont nécessaires pour évaluer si les profils d'alimentation perturbée précédemment établis restent applicables aux adolescents dans le contexte actuel.

De plus, les ACL et les APL existantes ont été limitées par des échantillons de taille modeste^{15,18} ou par une portée démographique restreinte^{11,13}, limitant leur capacité à établir des classes latentes stables et à rendre compte de l'hétérogénéité au sein des populations en quête d'équité. De plus en plus de données indiquent que les jeunes transgenres ou de genre non

binaire (TGD)²⁸, les personnes issues de familles à faible statut socio-économique²⁹, issues de groupes racisés et de minorités ethniques³⁰, ainsi que les adolescents de forte corpulence³¹ sont susceptibles d'être exposés à un risque accru d'alimentation perturbée et se heurter à des obstacles plus importants pour accéder à des ressources de protection. Il est donc indispensable de disposer d'échantillons plus importants et plus diversifiés pour caractériser correctement les profils d'alimentation perturbée et pour analyser les facteurs sociodémographiques prédictifs de l'appartenance à une classe avec une puissance statistique suffisante.

Enfin, certaines études récentes ont eu recours à des méthodes longitudinales intensives, telles que l'évaluation écologique momentanée, pour analyser les processus liés à l'alimentation et aborder des questions de recherche complémentaires¹⁹. L'ACL basée sur des enquêtes est plutôt adaptée à l'établissement de profils d'alimentation perturbée au niveau de la population et des corrélats sociodémographiques, qui sont essentiels pour la surveillance de la santé publique et l'élaboration de stratégies de prévention et d'intervention précoce à grande échelle.

Afin de combler ces lacunes importantes, notre étude vise à 1) établir les profils d'alimentation perturbée au sein d'un vaste échantillon représentatif et récent d'élèves du secondaire au Canada et 2) vérifier dans quelle mesure les caractéristiques sociodémographiques des élèves permettent de prédire leur appartenance à une classe d'alimentation perturbée. En établissant les schémas et les facteurs prédictifs de l'alimentation perturbée, cette étude vise à mettre en lumière les disparités dans les comportements d'alimentation perturbée et les facteurs de risque, afin de contribuer à l'élaboration de stratégies de prévention et d'intervention mieux adaptées et plus équitables pour les différentes populations d'adolescents.

Méthodologie

Conception de l'étude et échantillonnage

Cette étude transversale s'est appuyée sur des données individuelles issues de la vague 2021-2022 de l'étude COMPASS (2012-2027), une étude de cohorte prospective conçue pour recueillir des données hiérarchiques et longitudinales auprès d'élèves du secondaire au Canada³². Les

écoles ont été sélectionnées de manière intentionnelle, en fonction du fait qu'elles autorisaient des protocoles d'accord parental par consentement par défaut avec clause de retrait³³. Tous les adolescents des écoles participantes étaient admissibles, sauf si un parent ou tuteur les retirait de l'étude, et pouvaient refuser de participer à tout moment. Un questionnaire en ligne a été distribué en classe afin d'évaluer les caractéristiques sociodémographiques (par exemple, l'âge, le sexe), les comportements liés à la santé (par exemple, l'activité physique) et les facteurs associés (par exemple, le harcèlement). Une autorisation éthique a été obtenue auprès de l'Université de Waterloo (ORE n° 30118), de l'Université Brock (REB n° 23-087), de l'Université de l'Alberta (n° RES0050375; Pro00129206) et des conseils scolaires participants. Les protocoles COMPASS complets sont disponibles en version imprimée³² ou en ligne³⁴.

Les questions visant à évaluer l'alimentation perturbée ont été introduites pour la première fois dans le questionnaire COMPASS destiné aux élèves au cours de l'année scolaire 2021-2022 et ont été utilisées dans les établissements participants de l'Alberta, de la Colombie-Britannique et de l'Ontario. Au total, 27 003 élèves relevant de 69 écoles secondaires ont répondu à l'enquête mais 2364 participants n'ont pas répondu à une ou plusieurs questions sur l'alimentation perturbée, ce qui donne un échantillon analytique final de 24 639 adolescents disposant de données complètes sur l'alimentation perturbée.

Mesures

Alimentation perturbée

Les chercheurs de l'étude COMPASS ont mis au point une échelle d'alimentation perturbée à six éléments, adaptée à partir d'instruments préexistants tels que le Eating Attitude Test³⁵, le questionnaire Eating Disorder Examination³⁶ et le questionnaire Sick-Control-One-Fat-Food³⁷, afin de saisir les pensées et les comportements clés liés à l'alimentation perturbée. On a demandé aux étudiants à quelle fréquence, au cours des 12 derniers mois, ils avaient vécu les situations suivantes : 1) être obsédé par le désir d'être plus mince, 2) s'être forcé à vomir volontairement après avoir mangé, 3) avoir utilisé des laxatifs, des pilules amaigrissantes, des diurétiques ou des stéroïdes pour contrôler leur poids ou leur silhouette, 4) avoir modifié les

habitudes alimentaires afin de gérer leur poids ou leur silhouette, 5) manger beaucoup plus que la plupart des gens ne le feraient dans les mêmes circonstances et avoir eu l'impression de ne pas pouvoir s'arrêter et 6) éprouver une peur réelle de prendre du poids ou d'être en surpoids. Les réponses ont été notées sur une échelle à cinq points : 0 = jamais, 1 = quelques fois, 2 = une fois par mois, 3 = une fois par semaine et 4 = tous les jours. Les scores allaient de 0 à 24, les plus élevés indiquant des symptômes d'alimentation perturbée plus marqués. La cohérence interne de tous les éléments de l'alimentation perturbée était de $\alpha = 0,79$. La clarté, la compréhensibilité et l'invariance de mesure de l'échelle à travers les groupes sociodémographiques ont déjà été démontrées³⁸. Les analyses préliminaires des données ont révélé de petites tailles de cellules dans les catégories de réponse allant de « une fois par semaine » à « tous les jours », limitant la poursuite de l'analyse. Afin de traiter cette question tout en tenant compte de la fréquence des réponses et de la pertinence clinique, nous avons classé les cinq options de réponse en deux catégories : 1 = oui (réponses combinées « quelques fois », « une fois par mois », « une fois par semaine » et « tous les jours ») et 2 = non (réponse « jamais »).

Caractéristiques sociodémographiques

Les caractéristiques sociodémographiques des élèves ont été fournies par eux-mêmes dans le questionnaire COMPASS, notamment le niveau scolaire (9^e à 12^e année), la race ou l'ethnicité (« Blanc », « Noir », « Asiatique de l'Est », « Latino », « Moyen-Orient », « Asiatique du Sud », « Asiatique du Sud-Est », « multiethnique », « autre catégorie ») et l'aisance familiale perçue (« plutôt aisé », « aisé », « moins aisé »). L'identité de genre (« fille/femme », « garçon/homme », « personne non binaire », « deux esprits », « Je définis mon genre autrement ») et le sexe attribué à la naissance (« féminin », « masculin ») ont été combinés pour classer les participants comme suit : « filles cisgenres », « garçons cisgenres » ou « jeunes TGD ». La taille et le poids déclarés par les participants ont été utilisés pour calculer les catégories d'indice de masse corporelle (IMC) conformément aux recommandations de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) spécifiques à l'âge et au sexe (« insuffisance pondérale », « poids santé », « surpoids » et « obésité »)³⁹. Afin d'éviter tout langage stigmatisant, ces catégories de poids ont été respectivement rebaptisées

« poids inférieur », « poids santé », « surpoids » et « surpoids important »⁴⁰.

Analyse statistique

Statistiques descriptives

Avant de recourir à la modélisation des classes latentes, des tests d'analyse de la variance à un facteur ont été utilisés pour comparer de manière descriptive les scores moyens ordinaires des éléments relatifs à l'alimentation perturbée de manière globale et au sein des sous-groupes sociodémographiques, afin de caractériser la répartition et l'implication dans les pensées et les comportements d'alimentation perturbée et de fournir des informations contextuelles pour les analyses ultérieures.

Analyse des classes latentes

Une ACL a été réalisée dans SAS à l'aide de la procédure « PROC LCA » avec estimation du maximum de vraisemblance afin d'établir des classes d'élèves présentant des schémas de réponse semblables à l'alimentation perturbée²¹. Nous avons systématiquement ajusté les modèles ACL comprenant entre une et six classes en comparant les statistiques d'ajustement à chaque étape afin de déterminer la solution la mieux adaptée. Pour remédier à l'instabilité d'appartenance aux classes, nous avons exécuté chaque modèle avec 50 ensembles aléatoires de valeurs de départ afin de garantir que ce sont les maxima globaux, et non les maxima locaux, qui sont indiqués lors de l'estimation des paramètres²¹. De plus, le regroupement au niveau des écoles a été pris en compte en ajustant les erreurs-types pour tenir compte de la corrélation intra-école, de sorte que le regroupement influence l'estimation de la variance mais non l'identification des classes d'alimentation perturbée²¹.

Deux séries d'indices d'ajustement ont été utilisées pour déterminer le nombre optimal de classes d'alimentation perturbée. Nous avons commencé par analyser les indices primaires. Tout d'abord, nous avons analysé le critère d'information d'Akaike corrigé (CIAc) et le critère d'information bayésien ajusté (CIBa), des valeurs plus faibles indiquant un meilleur ajustement^{21,22}. Ensuite, nous avons évalué la valeur G-carré du rapport de vraisemblance, en considérant que des réductions *relatives* substantielles entre des solutions de classes successives indiquaient un meilleur ajustement du modèle, plutôt que d'appliquer un seuil numérique fixe^{21,22}.

Nous avons également utilisé la valeur p ($< 0,05$) du test du rapport de vraisemblance par bootstrap (BLRT) pour déterminer si le modèle comportant davantage de classes s'adaptait significativement mieux^{21,22}. Puis, l'entropie (intervalle : 0-1) a été utilisée pour évaluer la certitude de classification, les valeurs les plus élevées indiquant une meilleure précision^{21,22}. Les indices secondaires comprenaient la taille de la classe, le pourcentage de valeurs de départ associées au modèle le mieux adapté et le nombre d'itérations nécessaires à la convergence du modèle. Une taille de classe adéquate (des classes très petites pouvant indiquer un surajustement) a permis de garantir la pertinence et la parcimonie^{41,42}, tandis que des pourcentages plus élevés de valeurs de départ et un nombre réduit d'itérations indiquaient un meilleur ajustement^{41,42}. Ces critères, associés à la possibilité d'interprétation du modèle, ont guidé la sélection des classes d'alimentation perturbée finales^{41,42}.

Après avoir établi les classes d'alimentation perturbée, nous avons réalisé une régression logistique multinomiale afin d'étudier les associations entre cinq prédicteurs sociodémographiques et l'appartenance à une classe d'alimentation perturbée²¹. En raison de la faible taille des cellules résultant du chevauchement entre les classes d'alimentation perturbée, des modèles à prédicteur unique (non ajustés) ont été ajustés séparément pour chaque variable dans le cadre de l'ACL. Des modèles partiellement ajustés incluant des variables prédictives sélectionnées ont été réalisés à titre d'analyses complémentaires (disponible auprès des auteurs sur demande). Toutes les analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel SAS version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis), avec un niveau de signification fixé à $\alpha = 0,05$.

Gestion des données manquantes

Dans l'échantillon COMPASS 2021-2022 ayant reçu des éléments liés à l'alimentation perturbée, 8,8 % ($n = 2364$) des élèves avaient des réponses manquantes ou incomplètes sur l'alimentation perturbée. Parmi les élèves pour lesquels les données d'alimentation perturbée étaient complètes, des données manquantes ont été observées concernant le niveau scolaire (< 1 %), le sexe (4,3 %), la race ou l'ethnicité (5,5 %), l'aisance familiale (< 1 %) et le poids (40,7 %). Les étudiants pour lesquels les données d'alimentation

perturbée ou la variable sociodémographique correspondante étaient manquantes ont été exclus des tests d'analyse de la variance au cas par cas. L'ACV a été réalisée uniquement auprès des étudiants ayant fourni des réponses complètes sur l'alimentation perturbée. Dans les modèles de régression logistique multinomiale, les élèves ayant fourni des réponses complètes sur l'alimentation perturbée ont été pris en compte, et les données sociodémographiques manquantes (par exemple, le poids) ont été conservées en tant que catégories distinctes afin de préserver la taille de l'échantillon et la stabilité des classes.

Cette approche est étayée par des analyses antérieures démontrant que les scores moyens d'alimentation perturbée et les différences entre sous-groupes étaient très semblables avant et après l'exclusion des élèves dont les réponses sur l'alimentation perturbée étaient manquantes³⁸. Des recherches supplémentaires menées dans le cadre du projet COMPASS indiquent que la non-déclaration du poids autoévalué est systématiquement associée aux perceptions de poids et aux comportements qui y sont liés⁴³, ce qui suggère que les données manquantes pourraient dépendre des valeurs de poids elles-mêmes, c'est-à-dire qu'elles ne sont pas manquantes de manière aléatoire.

Résultats

Caractéristiques de l'échantillon

Les scores moyens (écart-type) des éléments relatifs à l'alimentation perturbée, dans l'ensemble et par sous-groupes sociodémographiques, sont présentés dans le tableau 1. Dans l'ensemble, les préoccupations liées au poids ont obtenu le score moyen le plus élevé, suivies par le changement des habitudes alimentaires et la crainte de prendre du poids, tandis que la prise de pilules ou de stéroïdes a affiché le score le plus bas, les scores relatifs aux comportements de purge et à l'hyperphagie étant également relativement faibles. Des différences importantes ont été observées dans les scores moyens pour tous les éléments dans l'ensemble des sous-groupes ($p < 0,01$), à l'exception des comportements de purge parmi les sous-groupes par niveau scolaire. Les élèves de 12^e année présentaient des moyennes plus élevées que celles des élèves des niveaux scolaires inférieurs en ce qui concerne les préoccupations liées au poids, la

consommation de pilules ou de stéroïdes, le changement des habitudes alimentaires et la crainte de prendre du poids. Tous genres confondus, les jeunes TGD présentaient les moyennes les plus élevées en matière de purges, de consommation de pilules ou de stéroïdes et d'hyperphagie, tandis que les filles cisgenres affichaient les scores les plus élevés en ce qui concerne les préoccupations liées au poids et la peur de prendre du poids. Les garçons cisgenres ont obtenu les scores les plus bas pour l'ensemble des éléments. En ce qui concerne la race et l'ethnicité, les élèves noirs ont affiché les scores les plus élevés en matière de purges, de consommation de pilules ou de stéroïdes et d'hyperphagie, tandis que les élèves d'autres origines ethniques ou multiethniques, d'origine moyen-orientale et latino ont obtenu les scores les plus élevés, respectivement, en matière de préoccupations liées au poids, de modification des habitudes alimentaires et de crainte de prendre du poids. En revanche, les étudiants d'Asie de l'Est ont obtenu les scores les plus bas en matière de purges, de modification des habitudes alimentaires, d'hyperphagie et de peur de prendre du poids. Les élèves issus de foyers perçus comme moins aisés ont obtenu des scores moyens plus élevés pour tous les items que leurs camarades issus de foyers plus aisés. Par ailleurs, ce sont les adolescents en surpoids important qui ont obtenu les scores les plus élevés pour l'ensemble des items, suivis par ceux présentant un surpoids, tandis que les élèves en poids inférieur ont obtenu les scores les plus faibles.

Classes latentes d'alimentation perturbée

Une série de modèles d'ACL comprenant entre une et six classes ont été ajustés afin de déterminer le nombre optimal de classes d'alimentation perturbée. Les statistiques d'ajustement primaires (tableau 2) ont initialement indiqué que le modèle à six classes offrait le meilleur ajustement, comme le confirment une baisse substantielle de la valeur G-carré du rapport de vraisemblance, les valeurs CIAC et CIBa les plus faibles, ainsi qu'une valeur p BLRT importante. Cependant, les indices d'ajustement secondaires (tableau 3) ont laissé entrevoir un risque de surajustement et des problèmes de convergence. Plus précisément, le modèle à six classes comprenait une classe ne représentant que 1 % de l'échantillon, présentait la plus faible proportion de valeurs de départ

TABEAU 1
Moyennes (écarts-types) des éléments relatifs à l'alimentation perturbée chez les adolescents participant à l'année 10 (2021-2022) de l'étude COMPASS (n = 24 639)

Groupe	Élément 1 Préoccupations liées au poids	Élément 2 Purge	Élément 3 Consommation de pilules ou de stéroïdes	Élément 4 Modification des habitudes alimentaires	Élément 5 Hyperphagie	Élément 6 Peur de prise de poids
	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)
Échantillon analytique	1,45 (1,51)	0,22 (0,69)	0,13 (0,58)	1,39 (1,43)	0,65 (1,08)	1,26 (1,51)
Année						
9 ^e	1,37 (1,50)***	0,22 (0,70)	0,12 (0,56)**	1,25 (1,40)***	0,60 (1,05)***	1,19 (1,48)***
10 ^e	1,42 (1,51)	0,22 (0,67)	0,13 (0,56)	1,36 (1,42)	0,63 (1,06)	1,24 (1,51)
11 ^e	1,50 (1,51)	0,23 (0,70)	0,14 (0,60)	1,50 (1,44)	0,71 (1,11)	1,31 (1,52)
12 ^e	1,53 (1,52)	0,22 (0,69)	0,15 (0,62)	1,52 (1,44)	0,69 (1,10)	1,32 (1,52)
Données manquantes (n = 52, 0,2 %)	—	—	—	—	—	—
Genre						
Fille cisgenre	2,02 (1,51)***	0,30 (0,77)***	0,16 (0,60)***	1,62 (1,42)***	0,76 (1,12)***	1,79 (1,58)***
Garçon cisgenre	0,80 (1,21)	0,08 (0,42)	0,06 (0,42)	1,13 (1,38)	0,47 (0,94)	0,63 (1,12)
Jeune TGD	1,88 (1,57)	0,55 (1,10)	0,32 (0,92)	1,62 (1,53)	1,08 (1,35)	1,77 (1,63)
Données manquantes (n = 1 046, 4,3 %)	—	—	—	—	—	—
Race et ethnicité						
Blanc	1,47 (1,52)***	0,21 (0,65)***	0,11 (0,53)***	1,41 (1,44)***	0,64 (1,07)***	1,29 (1,53)***
Noir	1,28 (1,53)	0,35 (0,99)	0,31 (0,96)	1,41 (1,47)	0,76 (1,24)	1,14 (1,52)
Asiatique de l'Est	1,31 (1,43)	0,14 (0,55)	0,08 (0,40)	1,19 (1,33)	0,53 (0,96)	1,06 (1,40)
Asiatique du Sud	1,42 (1,49)	0,16 (0,56)	0,07 (0,39)	1,39 (1,40)	0,57 (1,01)	1,19 (1,43)
Asiatique du Sud-Est	1,47 (1,44)	0,17 (0,57)	0,10 (0,49)	1,33 (1,29)	0,73 (1,07)	1,27 (1,43)
Latino	1,52 (1,57)	0,21 (0,65)	0,15 (0,62)	1,55 (1,48)	0,68 (1,10)	1,36 (1,54)
Moyen-oriental	1,42 (1,51)	0,24 (0,75)	0,17 (0,66)	1,57 (1,48)	0,70 (1,10)	1,28 (1,51)
Autre/multiethnique	1,57 (1,52)	0,30 (0,81)	0,17 (0,66)	1,50 (1,45)	0,73 (1,14)	1,35 (1,53)
Données manquantes (n = 1 353, 5,5 %)	—	—	—	—	—	—

Suite à la page suivante

TABLEAU 1 (suite)
Moyennes (écarts-types) des éléments relatifs à l'alimentation perturbée chez les adolescents participant à l'année 10 (2021-2022) de l'étude COMPASS (n = 24 639)

Groupe	Élément 1 Préoccupations liées au poids	Élément 2 Purge	Élément 3 Consommation de pilules ou de stéroïdes	Élément 4 Modification des habitudes alimentaires	Élément 5 Hyperphagie	Élément 6 Peur de prise de poids
	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)
Aisance familiale						
Plus aisé	1,37 (1,50)***	0,20 (0,67)***	0,14 (0,61)***	1,43 (1,46)***	0,60 (1,06)***	1,17 (1,49)***
Aisé	1,42 (1,48)	0,20 (0,63)	0,10 (0,49)	1,33 (1,39)	0,62 (1,04)	1,23 (1,48)
Moins aisé	1,91 (1,63)	0,47 (1,02)	0,31 (0,92)	1,76 (1,51)	1,03 (1,31)	1,77 (1,66)
Données manquantes (n = 122, 0,5 %)	—	—	—	—	—	—
Poids						
Poids inférieur	0,51 (1,07)***	0,14 (0,56)***	0,07 (0,44)***	0,95 (1,30)***	0,39 (0,86)***	0,66 (1,22)***
Poids santé	1,27 (1,46)	0,17 (0,57)	0,08 (0,44)	1,39 (1,43)	0,57 (1,00)	1,14 (1,46)
Surpoids	1,88 (1,52)	0,25 (0,71)	0,13 (0,56)	1,80 (1,48)	0,77 (1,15)	1,49 (1,56)
Surpoids important	2,26 (1,49)	0,28 (0,79)	0,18 (0,65)	1,92 (1,45)	1,10 (1,30)	1,77 (1,59)
Données manquantes (n = 10 019, 40,7 %)	—	—	—	—	—	—

Abréviations : IMC, indice de masse corporelle; TGD, transgenre ou de genre non binaire.

Remarques : Au total, 27 003 élèves ont répondu à l'enquête; 2 364 d'entre eux n'ont pas répondu à certaines ou à l'ensemble des questions relatives à l'alimentation perturbée, donnant un échantillon analytique de 24 639 adolescents avec données complètes sur l'alimentation perturbée.

Les données manquantes ne concernent que les variables sociodémographiques. Les catégories de poids ont été calculées selon les recommandations de l'Organisation mondiale de la santé relatives à l'IMC en fonction de l'âge et du sexe. Pour que cette variable puisse être calculée, les répondants devaient avoir fourni une réponse valide concernant leur IMC, leur sexe et leur âge. Si l'une de ces valeurs manquait, la variable correspondante pour ce répondant a été considérée comme manquante.

Les valeurs 0, 1, 2, 3 et 4 ont été attribuées respectivement aux cinq options de réponse initiales sur l'alimentation perturbée, et la fourchette de scores totaux pour chaque élément sur l'alimentation perturbée va de 0 à 4. Des scores plus élevés indiquent des symptômes plus marqués envers des pensées ou des comportements liés à l'alimentation perturbée.

Les moyennes sont présentées à titre purement descriptif. Des tests d'analyse de la variance à un facteur ont été réalisés afin de comparer les différences entre les sous-groupes et de fournir un contexte épidémiologique. Ces analyses n'ont pas servi à l'énumération des classes latentes ni à l'élaboration de modèles de régression.

La signification statistique est indiquée par * pour $p < 0,05$, ** pour $p < 0,01$ et *** pour $p < 0,001$.

TABEAU 2
Indices d'ajustement primaires pour des modèles de classes latentes comprenant de une à six classes,
portant sur l'alimentation perturbée chez les adolescents participant à l'année 10 (2021-2022) de l'étude COMPASS (n = 24 639)

N° de classe	Rapport de vraisemblance G^2	dl	CIAC	CIBa	Entropie	BLRT Valeur p
1	28 336,84	57	28 403,51	28 378,44	1,00	–
2	3 485,63	50	3 630,08	3 575,77	0,79	0,002
3	1 101,68	43	1 323,92	1 240,36	0,73	0,002
4	460,32	36	760,35	647,54	0,70	0,002
5	122,51	29	500,32	358,27	0,69	0,002
6	26,28	22	481,88	310,58	0,71	0,01

Abréviations : BLRT, test du rapport de vraisemblance par bootstrap; CIAC, critère d'information d'Akaike corrigé; CIBa, critère d'information bayésien ajusté; dl, degrés de liberté.

Remarques : Les cinq options de réponse initiales ont été classées en deux catégories comme suit : 1 = oui (réponses combinées « quelques fois », « une fois par mois », « une fois par semaine » et « tous les jours ») et 2 = non (réponse « jamais »).

Nous avons tout d'abord analysé les valeurs CIAC et CIBa, les valeurs les plus faibles indiquant un meilleur ajustement. Ensuite, nous avons évalué la valeur du rapport de vraisemblance G^2 , en considérant qu'une baisse importante par rapport au modèle précédent constituait une amélioration. Nous avons également vérifié la valeur p (< 0,05) BLRT afin de déterminer si ce dernier modèle était considérablement meilleur que le premier. Enfin, l'entropie (sur une échelle de 0 à 1) a été utilisée pour évaluer la fiabilité de la classification et la qualité du modèle, les valeurs les plus élevées indiquant une meilleure précision.

associées à la solution la mieux ajustée et nécessitait plus de 5 000 itérations pour converger. Compte tenu de ces préoccupations, le modèle à cinq classes a finalement été retenu comme étant la solution la plus parcimonieuse et la plus facile à interpréter.

La figure 1 présente les probabilités d'appartenance à une classe et les probabilités de réponse aux éléments pour chaque

élément d'alimentation perturbée. Sur la base de ces probabilités, cinq profils d'alimentation perturbée ont été établis. La première classe, qui était aussi la plus importante (32,5 %), a été qualifiée d'« alimentation perturbée légère à inexistante » : elle se caractérise par de faibles probabilités de réponse (< 0,3) pour tous les éléments. La deuxième classe (30,7 %) a été qualifiée de « modification des habitudes alimentaires liée au poids », car les

participants montraient une forte propension à modifier leurs habitudes alimentaires pour gérer leur poids ou leur silhouette ainsi qu'une préoccupation excessive liée au poids et la crainte de prendre du poids. La troisième classe (25,7 %) a été qualifiée d'« hyperphagie associée à des préoccupations liées au poids », les élèves présentant un comportement d'hyperphagie accompagné de préoccupations liées à leur poids. La

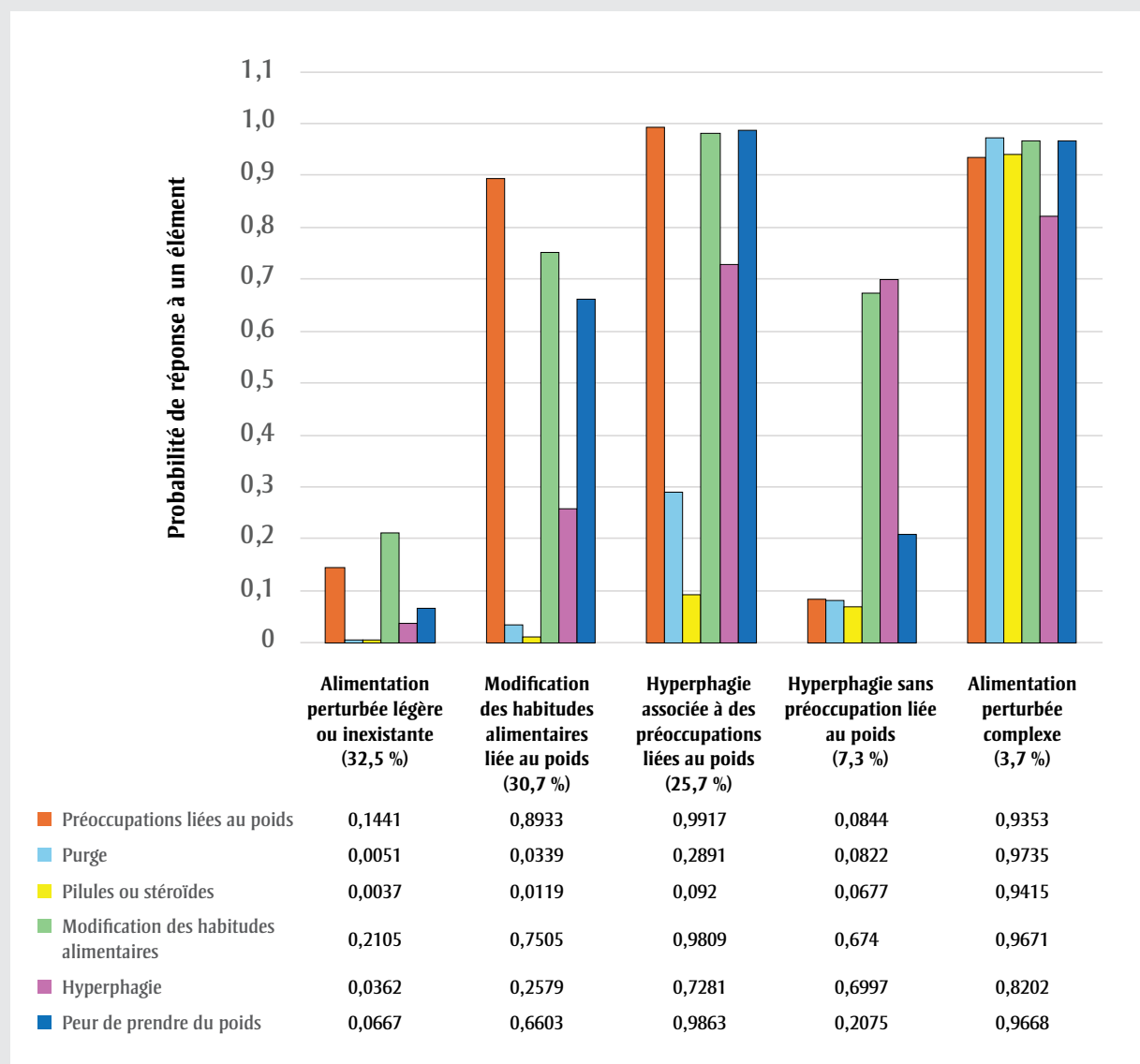
TABEAU 3
Indices d'ajustement secondaires pour des modèles de classes latentes comprenant entre une et six classes,
portant sur l'alimentation perturbée chez les adolescents participant à l'année 10 (2021-2022) de l'étude COMPASS (n = 24 639)

N° de classe	% de valeurs de départ associées au modèle le mieux ajusté	Nombre d'itérations au bout desquelles le modèle a convergé	Probabilités d'appartenance à une classe : estimations gamma					
1	100,00%	2	1					
			1,0000					
2	100,00%	58	1		2			
			0,4965		0,5035			
3	92,00%	260	1		2		3	
			0,1556		0,4129		0,4315	
4	50,00%	723	1		2		3	
			0,3144		0,2287		0,1465	
5	62,00%	1346	1		2		3	
			0,0731		0,2574		0,3252	
							0,0371	
							0,3071	
6	26,00%	Le modèle n'a pas convergé après 5 000 itérations	1		2		3	
			0,2586		0,0110		0,3135	
							0,0369	
							0,0718	
							0,3081	

Remarques : Un pourcentage plus élevé de valeurs de départ et un nombre réduit d'itérations indiquent un meilleur ajustement du modèle.

La taille adéquate des classes (des classes très petites pouvant indiquer un surajustement) a permis de garantir la pertinence et la concision.

FIGURE 1
Probabilités de réponse aux éléments pour cinq classes latentes d'alimentation perturbée chez les adolescents participant à l'année 10 (2021-2022) de l'étude COMPASS (n = 24 639)



quatrième classe (7,3 %) a été qualifiée d'« hyperphagie sans préoccupation liée au poids », car elle présentait les probabilités de réponse les plus élevées pour les éléments liés à l'hyperphagie sans pour autant que les participants ne manifestent de préoccupations vis-à-vis de leur poids ou de crainte de prendre du poids. La cinquième classe, la plus petite (3,7 %), a été qualifiée d'« alimentation perturbée complexe », les élèves présentant des probabilités élevées (> 0,8) pour tous les éléments relatifs à l'alimentation perturbée.

Appartenance à une classe d'alimentation perturbée en fonction de facteurs sociodémographiques prédictifs

Le tableau 4 présente les associations entre l'appartenance à une classe d'alimentation perturbée et cinq caractéristiques sociodémographiques (niveau scolaire, sexe, race et ethnicité, aisance familiale et poids), chacune étant analysée séparément. Tous ces facteurs ont permis de prédire de manière importante l'appartenance à une classe d'alimentation perturbée

globale, le sexe, l'aisance familiale et le poids présentant les associations les plus fortes. Plus précisément, les filles cisgenres présentaient un risque respectivement 4,74 fois plus élevé (IC à 95 % : 4,15 à 5,41) et 15,34 fois plus élevé (IC à 95 % : 12,54 à 18,77) d'appartenir aux classes « modification des habitudes alimentaires liée au poids » et « alimentation perturbée complexe », par rapport aux garçons cisgenres et à la classe « alimentation perturbée légère ou inexistante ». Les jeunes TGD présentaient un risque

TABEAU 4
Appartenance à une classe d'alimentation perturbée prédite par les caractéristiques sociodémographiques des élèves,
parmi les adolescents participant à l'année 10 (2021-2022) de l'étude COMPASS

Mesures	Classe d'alimentation perturbée								p
	2		3		4		5		
	Modification des habitudes alimentaires liée au poids		Hyperphagie associée à des préoccupations liées au poids		Hyperphagie sans préoccupation liée au poids		Alimentation perturbée complexe		
	RC	IC à 95 %	RC	IC à 95 %	RC	IC à 95 %	RC	IC à 95 %	
Année									
9 ^e (réf.)	—	—	—	—	—	—	—	—	—
10 ^e	1,02	(0,91 à 1,15)	1,21	(1,05 à 1,39)	1,20	(0,94 à 1,53)	1,18	(0,95 à 1,47)	*
11 ^e	1,22	(1,06 à 1,41)	1,60	(1,40 à 1,82)	1,65	(1,32 à 2,06)	1,35	(1,06 à 1,73)	***
12 ^e	1,24	(1,08 à 1,43)	1,58	(1,35 à 1,86)	1,49	(1,12 à 2,00)	1,44	(1,12 à 1,86)	***
Données manquantes (n = 52, 0,2 %)	1,17	(0,57 à 2,39)	1,68	(0,77 à 3,68)	1,28	(0,14 à 11,42)	4,35	(1,22 à 15,58)	
Genre									
Garçon cisgenre (réf.)	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Fille cisgenre	4,74	(4,15 à 5,41)	0,84	(0,50 à 1,40)	0,34	(0,16 à 0,71)	15,34	(12,54 à 18,77)	***
Jeune TGD	2,77	(2,19 à 3,51)	7,99	(5,72 à 11,16)	0,31	(0,17 à 0,57)	15,41	(11,83 à 20,08)	***
Données manquantes (n = 1 046, 4,3 %)	1,62	(1,34 à 1,97)	7,75	(5,43 à 11,05)	0,43	(0,26 à 0,70)	10,25	(7,96 à 13,20)	***
Race et ethnicité									
Blanc (réf.)	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Noir	0,81	(0,63 à 1,04)	0,62	(0,46 à 0,83)	1,93	(1,37 à 2,73)	2,14	(1,58 à 2,89)	***
Asiatique de l'Est	1,07	(0,95 à 1,22)	0,74	(0,62 à 0,89)	0,86	(0,62 à 1,19)	0,55	(0,38 à 0,81)	***
Asiatique du Sud	1,42	(1,12 à 1,80)	1,04	(0,79 à 1,35)	1,44	(0,87 à 2,39)	0,66	(0,41 à 1,08)	**
Asiatique du Sud-Est	1,73	(1,42 à 2,10)	1,90	(1,47 à 2,45)	2,47	(1,66 à 3,69)	0,86	(0,54 à 1,38)	***
Latino	1,38	(1,06 à 1,80)	1,24	(0,95 à 1,63)	2,25	(1,54 à 3,30)	1,71	(1,06 à 2,78)	***
Moyen-oriental	1,22	(0,88 à 1,70)	1,23	(0,90 à 1,68)	2,67	(1,74 à 4,12)	1,62	(1,04 à 2,54)	***
Autre/multiethnique	1,28	(1,10 à 1,48)	1,27	(1,12 à 1,45)	1,54	(1,14 à 2,08)	2,04	(1,65 à 2,52)	***
Données manquantes (n = 1 353, 5,5 %)	0,74	(0,60 à 0,91)	0,54	(0,43 à 0,68)	1,03	(0,66 à 1,61)	1,44	(1,10 à 1,89)	***
Aisance familiale									
Aisé (réf.)	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Plus aisé	0,83	(0,76 à 0,91)	0,84	(0,76 à 0,93)	1,09	(0,91 à 1,30)	1,03	(0,82 à 1,28)	***
Moins aisé	1,20	(0,96 à 1,50)	2,46	(2,11 à 2,88)	2,82	(2,22 à 3,58)	5,48	(4,27 à 7,04)	***
Données manquantes (n = 122, 0,5 %)	0,48	(0,26 à 0,88)	0,21	(0,08 à 0,55)	0,53	(0,18 à 1,54)	0,95	(0,36 à 2,47)	***
Poids									
Poids santé (réf.)	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Poids inférieur	0,35	(0,22 à 0,55)	0,20	(0,11 à 0,36)	1,26	(0,94 à 1,69)	0,57	(0,25 à 1,30)	***
Surpoids	2,31	(1,92 à 2,79)	2,47	(2,03 à 3,00)	0,71	(0,49 à 1,03)	2,95	(2,04 à 4,25)	***
Surpoids important	3,58	(2,65 à 4,82)	4,87	(3,70 à 6,41)	0,43	(0,23 à 0,79)	6,01	(3,69 à 9,79)	***
Données manquantes (n = 10 019, 40,7 %)	0,87	(0,78 à 0,97)	0,94	(0,83 à 1,06)	0,36	(0,31 à 0,43)	2,24	(1,85 à 2,70)	***

Abréviations : IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes; réf., catégorie de référence; TGD, transgenre ou de genre non binaire.

Remarques : La classe « alimentation perturbée légère ou inexistante » (classe 1) a servi de catégorie de référence pour les comparaisons.

La valeur p indique si une variable donnée permettait de prédire de manière statistiquement importante l'appartenance à une classe d'alimentation perturbée globale par rapport à ses catégories de référence, en utilisant * pour $p < 0,05$, ** pour $p < 0,01$ et *** pour $p < 0,001$. Les IC ont ensuite été vérifiés afin de déterminer si la variable permettait de prédire l'appartenance à une ou plusieurs classes d'alimentation perturbée.

Les estimations des paramètres de chaque variable prédictive ont été calculées séparément, car le chevauchement entre les groupes et au sein de ceux-ci entre les classes d'alimentation perturbée a entraîné des tailles d'échantillon très réduites dans certaines cellules, limitant la faisabilité d'une analyse à variables multiples.

respectivement 8 fois plus élevé (IC à 95 % : 5,72 à 11,16) et 15 fois plus élevé (IC à 95 % : 11,83 à 20,08) d'appartenir aux classes « hyperphagie avec préoccupations liées au poids » et « alimentation perturbée complexe », par rapport aux mêmes catégories de référence. Les élèves issus de foyers moins aisés étaient plus susceptibles d'appartenir à la classe « hyperphagie associée à des préoccupations liées au poids » (RC = 2,46; IC à 95 % : 2,11 à 2,88), « hyperphagie sans préoccupation liée au poids » (RC = 2,82; IC à 95 % : 2,22 à 3,58) et « alimentation perturbée complexe » (RC = 5,48; IC à 95 % : 4,27 à 7,04), par rapport à leurs pairs aisés et à la classe de référence. De plus, les adolescents présentant un surpoids important présentaient un risque plus élevé d'appartenir à trois classes par rapport à leurs pairs ayant un poids santé et à la classe de référence : 3,58, 4,87 et 6,01 fois pour respectivement « modification des habitudes alimentaires liée au poids » (IC à 95 % : 2,65 à 4,82), « hyperphagie associée à des préoccupations liées au poids » (IC à 95 % : 3,70 à 6,41) et « alimentation perturbée complexe » (IC à 95 % : 3,69 à 9,79).

Il convient de noter que la classe « hyperphagie sans préoccupation liée au poids » présentait un profil sociodémographique distinct de celui des autres classes. Contrairement aux classes « préoccupation liée au poids » et « alimentation perturbée complexe », les filles cisgenres présentaient un risque moins élevé d'appartenir à cette classe (RC = 0,34; IC à 95 % : 0,16 à 0,71), et les adolescents présentant un poids inférieur présentaient un risque plus élevé d'en faire partie (RC = 1,26; IC à 95 % : 0,94 à 1,69). Ces tendances divergentes viennent renforcer l'interprétation selon laquelle cette classe correspond à un profil comportemental distinct plutôt qu'à une extension de la gravité des symptômes.

Analyse

Cette étude a permis d'établir cinq profils de pensées et de comportements liés à l'alimentation perturbée chez les élèves du secondaire canadiens et d'analyser leurs liens avec les caractéristiques socio-démographiques. À l'aide de l'ACV, nous avons établi cinq classes : alimentation perturbée légère ou inexistante, modification des habitudes alimentaires liée au poids, hyperphagie avec préoccupations liées au poids, hyperphagie sans préoccupation liée au poids et alimentation

perturbée complexe. Nous avons constaté des différences notables dans l'appartenance à une classe entre les différents groupes sociodémographiques. Notamment, les filles cisgenres et les jeunes TGD, les adolescents issus de foyers moins aisés ainsi que ceux présentant un surpoids important étaient plus susceptibles d'appartenir à des groupes caractérisés par une manifestation plus marquée des symptômes et par des comportements multiples. Ces résultats mettent en évidence la diversité des expériences d'alimentation perturbée chez les jeunes et soulignent l'importance de prendre en compte les facteurs socioculturels et contextuels lors de l'interprétation des schémas d'alimentation perturbée. Ils soulignent également la nécessité de mener des recherches longitudinales afin d'étudier les trajectoires de développement et d'élaborer des stratégies de prévention et d'intervention précocement adaptées.

Les cinq classes de profils d'alimentation perturbée correspondent globalement aux résultats de recherches internationales antérieures, qui établissent systématiquement des profils multiples et hiérarchisés allant de symptômes à faible risque à des symptômes complexes¹¹⁻²⁰. Cette convergence suggère que les dimensions symptomatiques fondamentales, telles que les préoccupations liées au poids et à la silhouette, l'hyperphagie et les comportements compensatoires, pourraient refléter des processus sous-jacents communs à tous les contextes culturels. En conséquence, les mesures de prévention ciblant les facteurs de risque communs, notamment l'insatisfaction vis-à-vis de son corps et les comportements malsains en matière de contrôle du poids, pourraient présenter un intérêt au niveau international. Cependant, certaines différences sont apparues. Des études européennes ont établi des sous-types plus nuancés, fondés sur le degré de restriction alimentaire ou la gravité des symptômes^{14,15}, tandis que des études menées aux États-Unis et au Royaume-Uni ont mis en évidence des sous-types liés au genre ou à la musculature, en particulier chez les hommes^{12,16}. Le profil canadien met quant à lui l'accent sur des classes combinant la préoccupation liée au poids et les symptômes comportementaux. Certaines de ces variations peuvent s'expliquer par des différences méthodologiques. Par exemple, des études antérieures ont inclus des éléments évaluant les préoccupations liées à la musculature ou ont réalisé des ACL réparties par

sexe^{12,16}, ce qui est susceptible de faciliter l'identification de schémas d'alimentation perturbée propres à chaque sexe. Par conséquent, les différences entre les études reflètent probablement à la fois des facteurs méthodologiques et d'éventuelles variations socioculturelles dans la manifestation de l'alimentation perturbée selon les populations.

Parmi les cinq facteurs sociodémographiques, le sexe, l'aisance familiale et le poids ont montré les liens les plus étroits avec l'appartenance à une classe d'alimentation perturbée. Il est important de noter que ces associations variaient selon des profils particuliers d'alimentation perturbée et ne correspondent pas à une simple distinction entre alimentation perturbée et absence d'alimentation perturbée. Les filles cisgenres étaient plus susceptibles que les garçons cisgenres d'appartenir à des groupes caractérisés par des préoccupations liées au poids, de l'hyperphagie et une alimentation perturbée à manifestations multiples, ce qui corrobore les résultats de recherches antérieures^{14,16,18}. Ces schémas propres au genre reflètent probablement des normes socioculturelles mettant l'accent sur la minceur chez les filles et la musculature chez les garçons⁴⁴, ce qui peut entraîner des comportements tels que les régimes ou les purges chez les filles et la pratique excessive d'exercice physique ou la consommation de compléments alimentaires chez les garçons⁴⁴. Ces résultats soulignent la nécessité de mettre en place des mesures de prévention tenant compte des spécificités de genre, s'attaquant aux pressions liées à l'apparence physique et promouvant des idéaux corporels inclusifs.

La prise en compte des jeunes TGD enrichit la littérature en démontrant que ces adolescents courent un risque encore plus élevé d'appartenir à la classe d'alimentation perturbée complexe que les filles cisgenres. Les jeunes TGD sont susceptibles d'être confrontés à des facteurs de stress particuliers liés à l'incohérence de genre, en particulier lorsque leurs caractéristiques physiques sont en contradiction avec leur identité de genre⁴⁵. Cette situation risque de contribuer à une détresse psychologique et à l'adoption de comportements d'alimentation perturbée visant à modifier ou à masquer les caractères sexuels secondaires⁴⁵. Par exemple, les jeunes transféminines peuvent restreindre leur alimentation pour se conformer aux idéaux féminins, tandis que les jeunes

transmasculins peuvent pratiquer une activité physique intensive ou prendre des compléments alimentaires pour répondre aux normes masculines⁴⁶. Les jeunes non binaires peuvent adopter des comportements alimentaires restrictifs ou des pratiques de purge visant à réduire les traits liés au genre⁴⁶. Ces résultats soulignent l'importance de stratégies de prévention adaptées et affirmant le genre pour les populations TGD.

Au-delà des disparités liées au genre, des disparités socio-économiques et liées au poids sont également manifestes. Les adolescents qui percevaient leur foyer comme moins aisé étaient plus susceptibles d'appartenir à des groupes caractérisés par de l'hyperphagie et de multiples comportements liés à l'alimentation perturbée. Le fait de percevoir son statut socio-économique comme inférieur pourrait accroître la vulnérabilité à l'alimentation perturbée, en raison des pressions liées à l'acceptation sociale et aux normes corporelles idéalisées, ce qui corrobore les résultats de recherches antérieures^{29,47}. L'insécurité alimentaire des ménages peut contribuer davantage à cette relation en créant des cycles de restriction alimentaire et de suralimentation, perturbant la régulation de l'appétit et augmentant le risque d'hyperphagie⁴⁸. Ces résultats soulignent l'importance de prendre en compte des facteurs structurels et économiques plus larges dans la prévention de l'alimentation perturbée.

Nos résultats ont également révélé que les adolescents présentant un surpoids important étaient les plus exposés au risque d'appartenir à la classe d'alimentation perturbée complexe. Cela concorde avec les données de plus en plus nombreuses indiquant que les jeunes en surpoids important sont exposés à un risque accru d'alimentation perturbée⁴⁹, remettant en cause les hypothèses de longue date selon lesquelles l'alimentation perturbée et les troubles alimentaires touchent principalement les personnes minces ou de poids inférieur⁵⁰. Ces idées fausses peuvent contribuer à un sous-diagnostic d'alimentation perturbée chez les adolescents en surpoids important. Les jeunes en surpoids important sont plus souvent victimes de moqueries et de harcèlement de la part de leurs pairs et des membres de leur famille que leurs homologues ayant un poids santé⁴⁹. Les expériences de stigmatisation et de discrimination liées au poids peuvent, à leur tour, exacerber l'insatisfaction corporelle et favoriser des comportements

alimentaires inadaptés⁴⁹. Ces résultats soulignent la nécessité de mettre en place des stratégies de prévention visant à lutter contre la stigmatisation liée au poids et à améliorer la reconnaissance de l'alimentation perturbée chez les personnes de toutes corpulences.

Points forts et limites

Cette étude présente plusieurs points forts. Tout d'abord, il s'agit de l'une des plus vastes études sur les schémas d'alimentation perturbée chez les adolescents canadiens, avec plus de 24 000 participants issus de trois provinces, ce qui permet un établissement fiable des classes latentes et la prise en compte de groupes en quête d'équité, tels que les jeunes TGD et les jeunes issus de la diversité ethnique. D'autre part, le recours à l'ACV a permis d'adopter une approche centrée sur la personne afin de rendre compte de l'hétérogénéité des schémas d'alimentation perturbée. Ensuite, l'intégration d'une échelle d'alimentation perturbée succincte, élaborée avec la participation des jeunes et dont l'invariance de mesure a été démontrée entre les sous-groupes, renforce la rigueur méthodologique.

Il convient de reconnaître plusieurs limites. Tout d'abord, toutes les mesures reposaient sur des déclarations des participants, ce qui introduisait un risque de biais lié à la mémoire et à la désirabilité sociale, en particulier pour les comportements sensibles (purges ou utilisation de laxatifs). Ensuite, l'échelle d'alimentation perturbée adaptée combinait des éléments provenant de plusieurs instruments, chacun présentant des limites connues chez les populations adolescentes (par exemple, des outils de dépistage succincts, des comportements compensatoires à faible prévalence et l'absence de contenu lié au trouble d'alimentation sélective ou d'évitement), ce qui peut limiter la possibilité d'interprétation clinique des classes latentes d'alimentation perturbée tout en permettant néanmoins l'identification de profils de symptômes au niveau de la population. Également, les données manquantes, notamment celles concernant le poids, ont pu influencer les résultats, même si les réponses manquantes ont été classées dans une catégorie distincte. L'échantillon se limitait également aux établissements scolaires de trois provinces et à ceux autorisant le consentement passif, ce qui pourrait avoir une incidence sur la généralisation des résultats. Enfin, des

analyses de régression ont été réalisées séparément pour chaque variable prédictive en raison du caractère fragmentaire des données par sous-groupe, limitant l'évaluation des interactions ou des effets cumulatifs.

Conclusion

Cette étude a établi cinq profils distincts d'alimentation perturbée chez les adolescents canadiens, révélant des disparités considérables dans l'appartenance à ces classes d'alimentation perturbée selon le sexe, l'aisance familiale et le poids. Les filles cisgenres et les jeunes TGD, les jeunes issus de foyers moins aisés et ceux présentant un surpoids important présentaient un risque accru de développer des symptômes d'alimentation perturbée complexe. Ces résultats soulignent la nécessité de mettre en place des interventions de santé publique tenant compte des spécificités de genre et axées sur l'équité, afin de lutter contre les pressions socioculturelles, les difficultés économiques et la stigmatisation liée au poids. Il convient de mener des études longitudinales afin de mieux comprendre les mécanismes de développement et d'orienter les efforts de prévention ciblés auprès de diverses populations d'adolescents.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier les établissements scolaires, les conseils scolaires et les élèves qui ont participé à l'étude COMPASS, ainsi que tous les membres de l'équipe COMPASS, le personnel, les partenaires et les membres du comité de participation des jeunes. Il faut une équipe importante, de nombreux collaborateurs et, surtout, la participation des élèves et des établissements scolaires eux-mêmes pour que cette étude puisse voir le jour.

Financement

L'étude COMPASS a été financée par une subvention transitoire de l'Institut de la nutrition, du métabolisme et du diabète des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC) au moyen des subventions prioritaires « Obésité – Interventions pour prévenir ou traiter » (OOP-110788; attribuées à STL); une subvention de fonctionnement de l'Institut de la santé publique et des populations (ISPP) des IRSC (POG-114875; attribuée à STL); une subvention de projet des IRSC (PJT-148562;

attribuée à STL); une subvention transitoire des IRSC (PJT-149092; attribuée à KAP/STL); une subvention de projet des IRSC (PJT-159693; attribuée à KAP); une entente de financement de la recherche avec Santé Canada (n° 1617-HQ-000012; contrat attribué à STL), une subvention d'équipe du Centre canadien sur les dépendances et l'usage des substances des IRSC (OF7 B1-PCPEGT 410-10-9633; attribuée à STL); et une subvention de projet de l'ISPP des IRSC (PJT-180262; attribuée à STL et KAP). Une subvention pour nouveaux chercheurs de la Fondation SickKids, en partenariat avec l'Institut du développement et de la santé des enfants et des adolescents (IDSEA) des IRSC (subvention n° NI21-1193; attribuée à KAP) finance une étude utilisant des méthodologies multiples visant à étudier l'incidence de la pandémie de COVID-19 sur la santé mentale des jeunes, tandis qu'une subvention de fonctionnement des IRSC (UIP 178846, attribuée à KAP) finance l'analyse de l'incidence de la COVID-19 sur les comportements liés à la santé à partir des données COMPASS. Le projet COMPASS-Québec bénéficie également du financement du ministère de la Santé et des Services sociaux de la province du Québec et de la Direction régionale de santé publique du CIUSSS de la Capitale-Nationale.

KAP est titulaire de la Chaire de recherche du Canada de niveau II sur l'équité et l'inclusion en santé des enfants.

Conflits d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts.

Approbation éthique

Cette étude a reçu l'autorisation du comité d'éthique de l'Université Brock (REB n° 23-280). L'étude COMPASS, en tant qu'étude principale, a obtenu l'autorisation éthique de l'Université de Waterloo (ORE n° 30118), de l'Université Brock (REB n° 18-099; 23-087), du CIUSSS de la Capitale-Nationale-Université Laval (MP-13-2017-1264) et des conseils scolaires participants.

Consentement à la participation

Tous les élèves ont obtenu l'autorisation de leurs parents ou tuteurs pour participer à l'étude. Les élèves des établissements participants ont été invités à prendre part à l'étude selon des protocoles d'accord parental par consentement par défaut

avec clause de retrait. Les parents ont été informés de l'étude et pouvaient retirer leur enfant en contactant l'équipe chargée de l'étude. Les élèves dont les parents n'avaient pas demandé le retrait de l'étude ont été considérés comme admissibles pour y participer. Dans le cadre des protocoles par consentement par défaut, le consentement éclairé des parents est présumé pour tous les élèves dont les parents n'ont pas contacté le personnel de COMPASS pour retirer leur enfant de l'étude, ce qui concernait l'ensemble des élèves participants.

Disponibilité des données et du matériel

Les données de l'étude COMPASS sont disponibles sur demande après avoir rempli et validé un formulaire en ligne : <https://uwaterloo.ca/compass-system/information-researchers/data-usage-application>. Les ensembles de données utilisés dans le cadre de cette étude peuvent être obtenus auprès de l'auteur-ressource sur simple demande.

Contributions des auteurs et avis

LZ : conception, analyse formelle, rédaction de la première version du manuscrit.

KB : supervision, relectures et corrections.

WP : supervision, relectures et corrections.

JL : supervision, relectures et corrections.

STL : acquisition de financement, administration du projet, ressources, relectures et corrections.

KAP : conception, supervision, acquisition de financement, administration du projet, relectures et corrections.

Le contenu et les points de vue exprimés dans cet article sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position officielle du gouvernement du Canada.

Références

1. American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 5th ed. Washington (DC) : American Psychiatric Association Publishing; 2013.
2. McLean CP, Utpala R, Sharp G. The impacts of COVID-19 on eating disorders and disordered eating: a mixed studies systematic review and implications. *Front Psychol*. 2022;13:926709. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.926709>

3. López-Gil JF, García-Hermoso A, Smith L, Firth J, Trott M, Mesas AE, et al. Global proportion of disordered eating in children and adolescents: a systematic review and meta-analysis. *JAMA Pediatr*. 2023;177(4):363-372. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2022.5848>
4. Bentley C, Gratwick-Sarll K, Harrison C, Mond J. Sex differences in psychosocial impairment associated with eating disorder features in adolescents: a school-based study. *Int J Eat Disord*. 2015;48(6):633-640. <https://doi.org/10.1002/eat.22396>
5. Brausch AM, Gutierrez PM. The role of body image and disordered eating as risk factors for depression and suicidal ideation in adolescents. *Suicide Life Threat Behav*. 2009;39(1):58-71. <https://doi.org/10.1521/suli.2009.39.1.58>
6. Micali N, Solmi F, Horton NJ, Crosby RD, Eddy KT, Calzo JP, et al. Adolescent eating disorders predict psychiatric, high-risk behaviours and weight outcomes in young adulthood. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*. 2015;54(8):652-659.e1. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2015.05.009>
7. van Eeden AE, Oldehinkel AJ, van Hoeken D, Hoek HW. Risk factors in preadolescent boys and girls for the development of eating pathology in young adulthood. *Int J Eat Disord*. 2021;54(7):1147-1159. <https://doi.org/10.1002/eat.23496>
8. Robinson L, Zhang Z, Jia T, Bobou M, Roach A, Campbell I, et al. Association of genetic and phenotypic assessments with onset of disordered eating behaviours and comorbid mental health problems among adolescents. *JAMA Netw Open*. 2020;3(12):e2026874. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2020.26874>
9. Panea-Pizarro I, Moran JM, Lavado-García J, Beato-Fernández L, Domínguez-Martin AT, Huerta-González S, et al. Health-related quality of life in Spanish women with eating disorders. *Nutrients*. 2021;13(2):403. <https://doi.org/10.3390/nu13020403>

10. Garcia SC, Mikhail ME, Keel PK, Burt SA, Neale MC, Boker S, et al. Increased rates of eating disorders and their symptoms in women with major depressive disorder and anxiety disorders. *Int J Eat Disord.* 2020;53(11):1844-1854. <https://doi.org/10.1002/eat.23366>
11. Cain AS, Epler AJ, Steinley D, Sher KJ. Stability and change in patterns of concerns related to eating, weight, and shape in young adult women: a latent transition analysis. *J Abnorm Psychol.* 2010;119(2):255-267. <https://doi.org/10.1037/a0018117>
12. Calzo JP, Horton NJ, Sonnevile KR, Swanson SA, Crosby RD, Micali N, et al. Male eating disorder symptom patterns and health correlates from 13 to 26 years of age. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry.* 2016;55(8):693-700.e2. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2016.05.011>
13. Duncan AE, Bucholz KK, Neuman RJ, Agrawal A, Madden PA, Heath AC. Clustering of eating disorder symptoms in a general population female twin sample: a latent class analysis. *Psychol Med.* 2007;37(8):1097-1107. <https://doi.org/10.1017/S0033291707000505>
14. Hansson E, Daukantaitė D, Johnsson P. Typical patterns of disordered eating among Swedish adolescents: associations with emotion dysregulation, depression, and self-esteem. *J Eat Disord.* 2016;4:28. <https://doi.org/10.1186/s40337-016-0122-2>
15. Kansi J, Wichstrøm L, Bergman LR. Eating problems and their risk factors: a 7-year longitudinal study of a population sample of Norwegian adolescent girls. *J Youth Adolesc.* 2005; 34(6):521. <https://doi.org/10.1007/s10964-005-8935-3>
16. Micali N, Horton NJ, Crosby RD, Swanson SA, Sonnevile KR, Solmi F, et al. Eating disorder behaviours among adolescents: investigating classification, persistence and prospective associations with adverse outcomes using latent class models. *Eur Child Adolesc Psychiatry.* 2017;26(2):231-240. <https://doi.org/10.1007/s00787-016-0877-7>
17. Stevenson BL, Kwan MY, Dvorak RD, Gordon KH. Empirically derived classes of eating pathology in male and female college students. *Eat Disord.* 2018;26(2):200-211. <https://doi.org/10.1080/10640266.2017.1378525>
18. Viborg N, Wångby-Lundh M, Lundh LG, Wallin U, Johnsson P. Disordered eating in a Swedish community sample of adolescent girls: subgroups, stability, and associations with body esteem, deliberate self-harm and other difficulties. *J Eat Disord.* 2018;6:5. <https://doi.org/10.1186/s40337-018-0189-z>
19. Peschel SKV, Sigrist C, Voss C, Fürtjes S, Berwanger J, Ollmann TM, et al. Subclinical patterns of disordered eating behaviours in the daily life of adolescents and young adults from the general population. *Child Adolesc Psychiatry Ment Health.* 2024;18(1):69. <https://doi.org/10.1186/s13034-024-00752-w>
20. Wade TD, Crosby RD, Martin NG. Use of latent profile analysis to identify eating disorder phenotypes in an adult Australian twin cohort. *Arch Gen Psychiatry.* 2006;63(12):1377-1384. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.63.12.1377>
21. Collins LM, Lanza ST. Latent class and latent transition analysis: with applications in the social, behavioural, and health sciences. Hoboken (NJ): John Wiley & Sons; 2009. <https://doi.org/10.1002/9780470567333>
22. Berlin KS, Williams NA, Parra GR. An introduction to latent variable mixture modelling (part 1): overview and cross-sectional latent class and latent profile analyses. *J Pediatr Psychol.* 2014;39(2):174-87. <https://doi.org/10.1093/jpepsy/jst084>
23. Potvin Kent M, Bagnato M, Remedios L, Guimaraes JS, Gillis G, Soto C, et al. Child and adolescent exposure to unhealthy food marketing across digital platforms in Canada. *BMC Public Health.* 2024;24:1740. <https://doi.org/10.1186/s12889-024-19094-5>
24. Blanchard L, Conway-Moore K, Aguiar A, Önal F, Rutter H, Helleve A, et al. Associations between social media, adolescent mental health, and diet: a systematic review. *Obes Rev.* 2023;24 Suppl 2:e13631. <https://doi.org/10.1111/obr.13631>
25. Montero-Marin J, Hinze V, Mansfield K, Slaghekke Y, Blakemore SJ, Byford S, et al. Young people's mental health changes, risk, and resilience during the COVID-19 pandemic. *JAMA Netw Open.* 2023;6(9):e2335016. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2023.35016>
26. Ariyo E. COVID-19-induced food insecurity and adolescent well-being – one year post-COVID. *Child Ind Res.* 2025;18:2597-2620. <https://doi.org/10.1007/s12187-025-10283-1>
27. Culbert KM, Racine SE, Klump KL. Research review: what we have learned about the causes of eating disorders – a synthesis of sociocultural, psychological, and biological research. *J Child Psychol Psychiatry.* 2015;56(11):1141-1164. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12441>
28. Pham AH, Eadeh HM, Garrison MM, Ahrens KR. A longitudinal study on disordered eating in transgender and nonbinary adolescents. *Acad Pediatr.* 2023;23(6):1247-1251. <https://doi.org/10.1016/j.acap.2022.12.013>
29. Larson N, Loth KA, Eisenberg ME, Hazzard VM, Neumark-Sztainer D. Body dissatisfaction and disordered eating are prevalent problems among US young people from diverse socioeconomic backgrounds: findings from the EAT 2010–2018 study. *Eat Behav.* 2021;42:101535. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2021.101535>
30. Melisse B, de Beurs E, van Furth EF. Eating disorders in the Arab world: a literature review. *J Eat Disord.* 2020; 8(1):59. <https://doi.org/10.1186/s40337-020-00336-x>
31. Brixval CS, Rayce SL, Rasmussen M, Holstein BE, Due P. Overweight, body image and bullying—an epidemiological study of 11- to 15-year-olds. *Eur J Public Health.* 2012;22(1):126-130. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckr010>

32. Leatherdale ST, Brown KS, Carson V, Childs RA, Dubin JA, Elliott SJ, et al. The COMPASS study: a longitudinal hierarchical research platform for evaluating natural experiments related to changes in school-level programs, policies and built environment resources. *BMC Public Health*. 2014;14:331. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-331>
33. Thompson-Haile A, Bredin C, Leatherdale ST. Rationale for using an active-information passive-consent permission protocol in COMPASS. Série de rapports techniques COMPASS. Waterloo (Ontario) : Université de Waterloo; 2013; En ligne à : <https://uwaterloo.ca/compass-system/references/rationale-using-active-information-passive-consent>
34. Université de Waterloo. About the COMPASS system [Internet]. Waterloo (Ontario) : Université de Waterloo; s.d. [consultation le 3 mars 2024]. En ligne à : <https://uwaterloo.ca/compass-system/about>
35. Richter F, Strauss B, Braehler E, Altmann U, Berger U. Psychometric properties of a short version of the Eating Attitudes Test (EAT-8) in a German representative sample. *Eat Behav*. 2016; 21:198-204. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2016.03.006>
36. Parker K, Mitchell S, O'Brien P, Brennan L. Psychometric evaluation of disordered eating measures in bariatric surgery patients. *Eat Behav*. 2015;19: 39-48. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2015.05.007>
37. Richter F, Strauss B, Braehler E, Adametz L, Berger U. Screening disordered eating in a representative sample of the German population: usefulness and psychometric properties of the German SCOFF questionnaire. *Eat Behav*. 2017;25:81-88. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2016.06.022>
38. Zheng L, Pickett W, Liu J, Leatherdale ST, Patte KA. Measurement invariance of a brief disordered eating scale in a large sample of secondary school students in Canada. *J Eat Disord*. 2025;13:132. <https://doi.org/10.1186/s40337-025-01332-9>
39. Organisation mondiale de la santé (OMS). BMI-for-age (5-19 years) [Internet]. Genève (CH) : OMS; [consultation le 3 mars 2024]. En ligne à : <https://www.who.int/tools/growth-reference-data-for-5to19-years/indicators/bmi-for-age>
40. Meadows A, Daníelsdóttir S. What's in a word? On weight stigma and terminology. *Front Psychol*. 2016;7:1527. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01527>
41. Lanza ST, Collins LM, Lemmon DR, Schafer JL. PROC LCA: a SAS procedure for latent class analysis. *Struct Equ Modeling*. 2007;14(4):671-694. <https://doi.org/10.1080/10705510701575602>
42. Lanza ST, Bray BC, Collins LM. An introduction to latent class and latent transition analysis. In: Weiner I, Schinka JA, Velicer WF, editors. *Handbook of Psychology*, Second Edition. Hoboken (NJ): John Wiley & Sons; 2012. <https://doi.org/10.1002/9781118133880.hop202024>
43. Doggett A, Chaurasia A, Chaput JP, Leatherdale ST. Learning from missing data: examining nonreporting patterns of height, weight, and BMI among Canadian youth. *Int J Obes*. 2022;46:1598-1607. <https://doi.org/10.1038/s41366-022-01154-8>
44. Slater A, Tiggemann M. Body image and disordered eating in adolescent girls and boys: a test of objectification theory. *Sex Roles*. 2010;63:42-49. <https://doi.org/10.1007/s11199-010-9794-2>
45. McClain Z, Peebles R. Body image and eating disorders among lesbian, gay, bisexual, and transgender youth. *Pediatr Clin North Am*. 2016;63(6): 1079-1090. <https://doi.org/10.1016/j.pcl.2016.07.008>
46. Bockting WO, Allen MP. Gender disorder, transgenderism and transsexuality. *Encyclopedia of Body Image and Human Appearance*. 2012:445-452. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-384925-0.00071-7>
47. Mitchison D, Hay P, Slewa-Younan S, Mond J. The changing demographic profile of eating disorder behaviours in the community. *BMC Public Health*. 2014;14:943. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-943>
48. Hooper L, Telke S, Larson N, Mason SM, Neumark-Sztainer D. Household food insecurity: associations with disordered eating behaviours and overweight in a population-based sample of adolescents. *Public Health Nutr*. 2020;23(17):3126-3135. <https://doi.org/10.1017/S1368980020000464>
49. Day S, Bussey K, Trompeter N, Mitchison D. The impact of teasing and bullying victimization on disordered eating and body image disturbance among adolescents: a systematic review. *Trauma, Violence, & Abuse*. 2021;23(3):985-1006. <https://doi.org/10.1177/1524838020985534>
50. Jung J, Forbes GB. Body dissatisfaction and characteristics of disordered eating among Black and White early adolescent girls and boys. *J Early Adolesc*. 2013;33(6):737-764. <https://doi.org/10.1177/0272431612468504>

Recherche quantitative originale

Analyse du processus de notation de l'indicateur « Gouvernement » de l'édition 2024 du Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION

Nicholas Kuzik, Ph. D. (1); Brianne A. Bruijns, Ph. D. (2,3); Christine Cameron, Ph. D. (4); Joe Doiron, B. Ed. (5); Emily Pope, M. Sc. (1); John C. Spence, Ph. D. (6); Emily Stone, M. Sc. (1); Leigh M. Vanderloo, Ph. D. (1,2,3); Kelly P. Arbour-Nicitopoulos, Ph. D. (7); Valerie Carson, Ph. D. (6); Jean-Philippe Chaput, Ph. D. (1,8); Rachel Colley, Ph. D. (9); Guy Faulkner, Ph. D. (10); Ian Janssen, Ph. D. (11); Eun-Young Lee, Ph. D. (11); Travis Saunders, Ph. D. (12); Patricia Tucker, Ph. D. (3,13); Mark S. Tremblay, Ph. D. (1,8)

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

Résumé

Introduction. Le Bulletin sur l'activité physique des enfants et des jeunes de ParticipACTION constitue l'évaluation nationale de l'activité physique et des comportements connexes chez les enfants et les jeunes. Auparavant, l'indicateur « Gouvernement » faisait l'objet d'une évaluation subjective, mais le rapport d'évaluation de 2024 a utilisé une grille de notation plus systématique et objective. Cet article décrit la procédure et les résultats obtenus lors de l'utilisation de cette grille d'évaluation pour noter l'indicateur « Gouvernement ».

Méthodologie. Les politiques, les initiatives et les éléments budgétaires liés à l'activité physique aux niveaux national, provincial et territorial pour la période 2022-2024 ont été recensés. Ce document de synthèse a été transmis au Conseil du sport, de l'activité physique et du loisir (CSAPL) fédéral, provincial et territorial, un groupe composé de représentants des gouvernements issus des secteurs de la santé publique et du sport. À la suite de la rétroaction recueillie par le Conseil, une note a été calculée pour l'indicateur « Gouvernement ».

Résultats. Un score global de 67,7 sur 100 a été calculé et la note B a été attribuée à l'indicateur « Gouvernement ». Ce score repose sur le nombre de politiques (note : 4/5), sur la portée des politiques (note : 4/5), sur les mesures de soutien (note : 14,7/20), sur les organismes responsables (note : 15/25), sur les structures de rapport (note : 10/15), sur le financement (note : 15/20) ainsi que sur des plans de suivi et d'évaluation (note : 5/10).

Conclusion. La note B obtenue en 2024 est légèrement supérieure à la note B – obtenue en 2020 et en 2022. On ignore s'il s'agit d'une véritable amélioration au Canada ou d'une modalité de mesure artificielle liée à la nouvelle grille d'évaluation. Les chercheurs du Bulletin canadien continueront à utiliser cette grille d'évaluation plus objective, et nous encourageons les autres responsables du Bulletin mondial à faire de même.

Mots-clés : *activité physique, sédentarité, politique, enfants actifs et en bonne santé, évaluation*

Rattachement des auteurs :

1. Groupe de recherche sur les saines habitudes de vie et l'obésité, Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario, Ottawa (Ontario), Canada
2. ParticipACTION, Toronto (Ontario), Canada
3. School of Occupational Therapy, Université Western, London (Ontario), Canada
4. Institut canadien de la recherche sur la condition physique et le mode de vie, Ottawa (Ontario), Canada
5. Praticien indépendant, Dartmouth (Nouvelle-Écosse), Canada
6. Faculté de kinésiologie, de sport et de loisirs, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta), Canada
7. Faculté de kinésiologie et d'éducation physique, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada
8. Département de pédiatrie, Faculté de médecine, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada
9. Division de l'analyse et de la modélisation de la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada
10. École de kinésiologie, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
11. École de kinésiologie et des sciences de la santé, Université Queen's, Kingston (Ontario), Canada
12. Département des sciences humaines appliquées, Université de l'Île-du-Prince-Édouard, Charlottetown (Île-du-Prince-Édouard), Canada
13. Institut de recherche en santé infantile, London (Ontario), Canada

Correspondance : Mark S. Tremblay, Groupe de recherche sur les saines habitudes de vie et l'obésité, Institut de recherche du Centre hospitalier pour enfants de l'est de l'Ontario, 401, chemin Smyth, Ottawa (Ontario) K1H 8L1; tél. : 613-254-8482; courriel : mtremblay@cheo.on.ca

Attribution suggérée

[Article de recherche](#) par Kuzik N et al. dans la revue PSPMC mis à disposition selon les termes de la [licence internationale Creative Commons Attribution 4.0](#)



Points saillants

- Le Bulletin sur l'activité physique des enfants et des jeunes de ParticipACTION constitue l'évaluation canadienne nationale de l'activité physique et des comportements connexes chez les enfants et les jeunes.
- Traditionnellement, l'indicateur « Gouvernement » faisait l'objet d'une évaluation subjective, mais le rapport d'évaluation de 2024 a utilisé une grille de notation plus systématique et objective, en s'appuyant sur l'outil d'audit des politiques d'activité physique favorable à la santé, version 2.
- Un score global de 67,7 sur 100 a été calculé, et la note B a été attribuée à l'indicateur « Gouvernement ».
- Les chercheurs du Bulletin canadien continueront à utiliser cette grille d'évaluation plus objective, et nous encourageons les autres responsables du Bulletin mondial à faire de même.

Introduction

Les bienfaits de l'activité physique pour les enfants et les jeunes sont nombreux. Ils contribuent notamment à favoriser une bonne santé et un développement physique, cognitif et socioémotionnel¹. Au Canada, le coût économique de la sédentarité pour la santé, rien que chez les adultes, est estimé à 3,9 milliards de dollars par an. À l'inverse, l'impact économique positif généré par le sport, l'activité physique et les loisirs a été estimé à 37,2 milliards de dollars par an². C'est pourquoi de nombreuses initiatives de santé publique ont été mises en place pour améliorer le niveau d'activité physique des enfants et des jeunes et pour souligner l'importance d'intervenir dès le plus jeune âge³⁻⁶. Malgré ces efforts, la plupart des enfants et des jeunes au Canada ne parviennent pas à atteindre un niveau d'activité physique suffisant pour en tirer des bienfaits pour leur santé. On estime par exemple que 48 % des enfants et 79 % des jeunes au Canada ne respectent pas les recommandations des Directives canadiennes en matière de mouvement sur 24 heures, qui préconisent au moins 60 minutes par jour d'activité physique d'intensité modérée à vigoureuse⁷. De plus, les différences entre les genres et les tranches d'âge en matière de niveau d'activité physique sont de plus en plus manifestes. De l'enfance à l'adolescence, la proportion de garçons respectant les recommandations en matière d'activité physique passe de 66 % à 33 %, tandis que chez les filles, elle chute de 37 % à 8 %⁷.

Pour orienter et favoriser l'amélioration des niveaux d'activité physique, il est nécessaire de comprendre la théorie des systèmes écologiques de Bronfenbrenner⁸ ainsi que l'activité physique et les comportements, occasions, caractéristiques et déterminants qui y sont liés aux niveaux individuel, interpersonnel, organisationnel, communautaire et politique⁹. C'est ce besoin qui a donné naissance à l'Alliance mondiale pour des enfants actifs et en bonne santé (AHKGA), une coalition multinationale qui s'engage à dynamiser le mouvement mondial visant à encourager les enfants et les jeunes à faire de l'exercice physique, grâce à un leadership éclairé, à la diffusion des connaissances et à la mobilisation, au renforcement des capacités et au plaidoyer¹⁰. Le produit phare de ce groupe est l'initiative Global Matrix, une évaluation exhaustive des

variations mondiales en matière d'activité physique chez les enfants et les jeunes, ainsi que des variables associées¹⁰. S'inspirant du Bulletin canadien sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes¹¹, Global Matrix 4.0 a porté sur 57 pays¹², et 69 pays participent à la prochaine édition, dont la publication est prévue en 2026¹³. Global Matrix réunit 10 indicateurs communs à tous les pays participants : activité physique globale, sport organisé et activité physique, jeux actifs, déplacements actifs, comportements sédentaires, condition physique, école, famille et pairs, communauté et environnement ainsi que gouvernement¹². L'initiative a permis de remporter de nombreux succès en donnant un nouvel élan à l'activité physique chez les enfants à travers le monde^{10,12,14}. Au Canada, le Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION constitue la contribution nationale à Global Matrix et il a déjà fait ses preuves, en particulier dans les secteurs scolaire et gouvernemental^{15,16}.

Dans le cadre de l'indicateur « Gouvernement » du rapport d'évaluation, les stratégies, les politiques, les investissements et le leadership en matière d'activité physique sont évalués. Au Canada, l'évaluation de l'indicateur « Gouvernement » s'est appuyée jusqu'à présent sur un processus subjectif fondé sur le consensus des experts¹⁷. Cependant, Ward et al.¹⁸ ont élaboré et mis en œuvre une grille d'évaluation plus objective pour l'indicateur « Gouvernement » du Bulletin sur le Pays de Galles 2018, sur la base de l'outil d'audit des politiques d'activité physique favorable à la santé, version 2 (HEPA PAT V2)¹⁹. La mise au point de ce processus plus objectif a permis de pallier une lacune importante dans l'évaluation de l'influence du gouvernement sur l'activité physique. Ainsi, pour la version 4.0 de Global Matrix en 2022, les 12 pays participants ont adopté cette grille d'évaluation du Bulletin. Bien que Global Matrix et le Bulletin du Canada n'aient utilisé cette grille d'évaluation du Bulletin qu'en 2024 pour leurs rapports généraux, elle a été utilisée dans le Bulletin canadien de l'activité physique chez les enfants et les adolescents vivant avec une limitation en 2022²⁰. L'adoption de cette grille d'évaluation du Bulletin permet non seulement d'évaluer de manière plus objective l'influence du gouvernement sur l'activité physique au Canada, mais aussi de mieux comparer, à l'échelle mondiale, les stratégies et les investissements publics afin

d'analyser les différences entre les pays. C'est pourquoi la grille d'évaluation du bulletin gallois a été adoptée, moyennant quelques modifications, pour l'édition 2024 du Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION²¹. Cet article vise à décrire le processus et les résultats obtenus lors de l'utilisation de la grille d'évaluation du bulletin gallois pour attribuer une note à l'indicateur « Gouvernement » du Bulletin 2024 de ParticipACTION. La description et le compte rendu de ce processus présentent les données qui sous-tendent le système de notation gouvernemental au Canada, mettent en évidence les forces et les limites de cette approche et peuvent servir de référence aux autres pays qui envisagent d'adopter cette méthode de notation.

Méthodologie

L'évaluation de l'indicateur « Gouvernement » dans le cadre de l'édition 2024 du Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION s'inscrit dans le processus global d'évaluation du Bulletin²¹. En bref, le Bulletin ParticipACTION est une évaluation exhaustive de l'activité physique des enfants et des jeunes au Canada qui synthétise de multiples sources de données couvrant 14 indicateurs liés à l'activité physique et à des domaines connexes (par exemple l'activité physique globale, le sport organisé, le gouvernement)^{15,17,21}. La synthèse des données et l'attribution de notes aux 14 indicateurs reposent sur des critères de référence établis dans le cadre d'un barème de notation²¹. L'évaluation est menée par le Comité de recherche du Bulletin, un groupe composé du conseiller scientifique en chef, du responsable de la recherche, d'experts en contenu du personnel de ParticipACTION (2024, n = 2) ainsi que de chercheurs canadiens spécialisés dans l'activité physique des enfants (2024, n = 13) issus de multiples secteurs (par exemple, universitaire, gouvernemental, politique, pratique), régions géographiques (par exemple, le Canada atlantique, l'Ontario, les Prairies) et étapes de leur carrière (par exemple : début de carrière, milieu de carrière, fin de carrière)²¹. Depuis 2005, seize bulletins sur les enfants et les jeunes au Canada ont été publiés¹⁵.

Élaboration de la méthode d'évaluation de l'indicateur « Gouvernement »

Une méthodologie quantitative non expérimentale, tenant compte des intervenants,

a été adoptée. Lors de la première réunion du Comité de recherche du Bulletin consacré au Bulletin 2024, les membres ont discuté de l'idée d'abandonner la notation entièrement qualitative pour l'indicateur « Gouvernement » au profit d'une approche plus quantitative et normalisée. Un sous-comité (n = 9 membres) a été constitué afin d'étudier la possibilité d'adopter la grille d'évaluation mise au point par Ward et al.¹⁸ sur la base de l'outil d'audit des politiques d'activité physique favorable à la santé (HEPA PAT V2)¹⁹. Cette approche consiste à recenser les politiques, les initiatives et les éléments budgétaires pertinents, puis à les noter à l'aide d'une grille d'évaluation prédéfinie¹⁸. Le processus comprend quatre étapes clés : 1) l'identification et la compilation des politiques par le sous-comité gouvernemental, 2) la validation par les intervenants avec le Conseil du sport, de l'activité physique et du loisir (CSAPL), 3) la notation à l'aide de la grille d'évaluation du Bulletin et 4) l'attribution de la note finale par le Comité de recherche du Bulletin.

Identification des politiques et sources de données

Les politiques, stratégies, initiatives et documents budgétaires pertinents ont été recensés grâce à des recherches structurées menées dans des sources gouvernementales fédérales, provinciales et territoriales accessibles au public. Il s'agissait notamment des sites Web des ministères et des organismes (en particulier dans les domaines de la santé, du sport, des loisirs, de l'éducation, des transports et des infrastructures), des plans stratégiques, des documents législatifs et des annonces budgétaires. Des recherches par mots-clés ciblés (par exemple « activité physique », « sport », « loisirs », « transport actif », « parcs », « bien-être ») ont été effectuées sur les sites Web des différentes administrations. La littérature grise (rapports et plans d'action gouvernementaux, etc.) a été prise en compte lorsqu'elle était accessible au public.

Les documents retenus devaient avoir été publiés ou être en vigueur entre 2022 et 2024. Les politiques ont été prises en compte si elles émanaient du gouvernement (fédéral, provincial ou territorial) et avaient un lien direct ou indirect avec l'activité physique. Les relations directes faisaient explicitement référence à l'activité physique ou à des comportements

connexes, tandis que les relations indirectes reflétaient une influence plausible (par exemple, les parcs ou les infrastructures de transport actif). Les politiques ont été exclues si elles relevaient uniquement du niveau municipal, n'étaient pas initiées par le gouvernement ou portaient exclusivement sur des interventions cliniques ou thérapeutiques sans incidence sur l'ensemble de la population.

Extraction des données et élaboration d'un inventaire des politiques

Les politiques recensées ont été répertoriées dans un fichier Excel normalisé et classées par administration. Chaque politique a été considérée comme une unité d'analyse distincte. Les champs extraits étaient le titre de la mesure, l'administration, l'année, le secteur (par exemple, santé, éducation, transports), le type de mesure (par exemple, stratégie, initiative de financement, législation) et la population cible lorsque cette dernière était précisée.

Les variables correspondant à la grille d'évaluation ont également été recensées, en particulier la présence (ou l'absence) 1) de mesures de soutien, 2) d'organismes responsables, 3) de structures de rapport, 4) de sources de financement identifiables et 5) de plans de suivi et d'évaluation. Aux fins de ce processus d'évaluation, les politiques, les initiatives et les éléments budgétaires concernés devaient avoir un lien direct ou indirect avec l'activité physique (par exemple, une référence au sport, aux loisirs ou au transport actif).

Afin d'en améliorer l'exhaustivité et la précision, l'inventaire a été transmis au CSAPL fédéral, provincial et territorial, un groupe d'intervenants composé de représentants des gouvernements issus des secteurs de la santé publique et du sport, représentant l'ensemble des administrations. Les membres ont revu les entrées relatives à chaque administration afin de vérifier leur exactitude, de repérer les omissions et d'apporter des commentaires supplémentaires.

Procédures de notation

L'inventaire final a servi à établir une note comprise entre 0 % et 100 %, les notes les plus élevées indiquant un soutien politique plus marqué en faveur de l'activité physique. La notation a été effectuée selon la grille d'évaluation du Bulletin de Ward et al.¹⁸, qui comprend sept domaines :

1) nombre de politiques (5 %), 2) couverture intersectorielle (5 %), 3) mesures de soutien (20 %), 4) organismes responsables (25 %), 5) structures de rapport (15 %), 6) financement (20 %) et 7) plans de suivi et d'évaluation (10 %).

Ces domaines ont été évalués sur la base de données probantes explicites figurant dans les documents stratégiques (par exemple, les organismes responsables désignés, les montants de financement définis ou les mécanismes de rapport). Les notes par domaine ont été calculées selon les critères de la grille d'évaluation, puis additionnées pour obtenir une note globale.

Afin de refléter la structure de gouvernance à plusieurs niveaux du Canada, les notes des provinces et des territoires ont été pondérées en fonction de leur population par rapport à la population totale du pays (tableau 1)²². Par exemple, la note de l'Alberta a été multipliée par 0,1152, ce qui correspond à 11,52 % de la population.

Deux chercheurs (BAB, NK) ont procédé conjointement à la notation initiale, laquelle a ensuite été revue par le sous-comité gouvernemental chargé de régler les désaccords et de donner son accord. Une fois approuvés, les résultats ont été présentés à l'ensemble du Comité de recherche du Bulletin lors d'une réunion de notation pour l'ensemble du Bulletin, au cours de laquelle a été attribuée à l'indicateur « Gouvernement » une note alphabétique comprise entre F (0 % à 19 %) et A+ (94 % à 100 %)²¹.

Disponibilité des données

L'inventaire des politiques a été élaboré à partir de données spécifiques à chaque administration, qui ont été compilées, vérifiées et, dans certains cas, complétées en concertation avec des représentants du gouvernement. En raison de contraintes liées au partage des données et de la présence de données non accessibles au public provenant de la validation par les intervenants, cet ensemble des données ne peut être publié. Toutefois, des descriptions détaillées des procédures d'identification, d'extraction et d'évaluation sont fournies afin de garantir la transparence et la reproductibilité.

Résultats

Lors de la sollicitation de la rétroaction du CSAPL, le nombre de représentants ayant

TABEAU 1
Modificateurs de notes pondérées proportionnellement en fonction
du pourcentage de la population totale du Canada

Région	Pourcentage de la population
Ontario	38,45 %
Québec	22,98 %
Colombie-Britannique	13,52 %
Alberta	11,52 %
Manitoba	3,63 %
Saskatchewan	3,06 %
Nouvelle-Écosse	2,62 %
Nouveau-Brunswick	2,09 %
Terre-Neuve-et-Labrador	1,38 %
Île-du-Prince-Édouard	0,42 %
Territoires du Nord-Ouest	0,11 %
Yukon	0,11 %
Nunavut	0,10 %
Fédéral	100,00 %

apporté leur contribution était de 2 sur 2 au niveau fédéral, de 9 sur 10 au niveau provincial et de 3 sur 3 au niveau territorial. Une province a choisi de ne pas participer. Au total, trois provinces ont renvoyé des fiches d'évaluation mises à jour, mettant en évidence un petit nombre de programmes qui avaient échappé à l'équipe de recherche lors de ses recherches initiales. Les notes individuelles des trois provinces ainsi que la note globale sont cependant restées inchangées malgré les nouveaux ajouts au programme.

Au total, 61 éléments stratégiques (politiques documentées, éléments budgétaires et initiatives) ont été recensés : 13 au niveau fédéral, 42 au niveau provincial (fourchette : 2 à 8), et 6 au niveau territorial (fourchette : 2). Par ailleurs, 16 des 61 politiques mentionnaient les enfants et les jeunes, 4 mentionnaient ceux en situation de handicap et 3 concernaient les enfants et les jeunes en incluant ceux en situation de handicap. Si l'on compare la proportion de mesures directes et indirectes, on constate que 69 % étaient directes au niveau fédéral, 77 % au niveau provincial et 100 % au niveau territorial. Ces politiques couvraient les domaines suivants : bien-être communautaire, culture et loisirs, éducation, environnement, santé,

patrimoine, relations avec les Autochtones et réconciliation, sports et loisirs autochtones, infrastructures et communautés, médias et publicité, parcs, activité physique, loisirs, sport, développement durable, transports et aménagement urbain et rural. Le nombre moyen de domaines était de 5 au niveau fédéral et de 4 au niveau provincial (fourchette : 2 à 10), et 3 au niveau territorial (fourchette : 2 à 4).

La proportion de politiques prévoyant des mesures particulières en faveur de l'activité physique, des organismes responsables, des structures de rapport, un financement ainsi que des plans de suivi et d'évaluation variait entre en moyenne 16,7 % (1 politique sur 6 au niveau territorial) et 84,6 % (11 politiques sur 13 au niveau fédéral; tableau 2). Les proportions étaient plus élevées dans toutes les catégories au niveau fédéral, à l'exception du suivi et de l'évaluation, où elles étaient les plus élevées au niveau provincial. Dans l'ensemble, la note cumulative de l'indicateur « Gouvernement » s'est élevée à 68 % (tableau 3), ce qui correspond à la note B (67 % à 73 %)²¹.

Analyse

Le Canada a obtenu la note B (68 %) lors de l'évaluation de l'indicateur

« Gouvernement » du Bulletin 2024 de ParticipACTION utilisant la grille d'évaluation du bulletin gallois¹⁸, ce qui est légèrement supérieur au B – attribué en 2020 et 2022, ainsi qu'à la médiane de B – attribuée de 2014 à 2024¹⁷. Il est impossible de déterminer s'il s'agit d'un progrès en matière de politiques ou de financement de l'activité physique au Canada, ou s'il s'agit simplement d'un résultat de mesure artificiel résultant de l'utilisation d'une technique d'évaluation différente. De plus, il ne serait pas possible d'analyser l'évolution des Bulletins en réévaluant les anciens résultats à l'aide de la grille d'évaluation du bulletin gallois, d'autant plus qu'il faudrait en outre consulter le CSAPL. Néanmoins, l'utilisation d'une grille d'évaluation plus objective pour le Bulletin permettra d'harmoniser l'attribution des notes à l'indicateur « Gouvernement » dans les prochains bulletins et facilitera l'analyse des tendances au fil du temps. Cela revêt une importance particulière dans la mesure où le renouvellement des membres du Comité de recherche du Bulletin peut entraîner une rupture de continuité lorsque des personnes clés, qui assuraient auparavant la notation de l'indicateur « Gouvernement » subjectif, ne font plus partie du comité. L'intégration des nouveaux membres du Comité de recherche du Bulletin chargés d'évaluer l'indicateur « Gouvernement » pourrait être améliorée s'ils avaient accès aux données de cette étude pour affiner leur évaluation. L'adoption et la mise en place d'une approche plus quantitative pourraient faciliter l'évaluation précise de l'évolution des politiques et des financements publics au fil du temps. La mise en œuvre de cette méthodologie dans le cadre du Bulletin chez les adultes canadiens 2025²³ a constitué une étape importante pour évaluer l'influence des politiques tout au long de la vie. De plus, la nouvelle méthode de notation de l'indicateur « Gouvernement » pourrait constituer un outil utile pour évaluer les progrès réalisés dans le cadre de stratégies nationales telles que la Vision commune pour favoriser l'activité physique et réduire la sédentarité au Canada²⁴, le Cadre pour les loisirs au Canada 2015²⁵, la Politique canadienne du sport 2025-2035²⁶, la Stratégie nationale de transport actif²⁷, ainsi que les efforts déployés par le Canada pour atteindre les objectifs de développement durable des Nations Unies par la promotion du sport, de l'activité physique et des loisirs²⁸. Il convient toutefois de noter que l'ancienne méthode d'évaluation

TABEAU 2
Proportion des politiques fédérales, provinciales et territoriales répondant à des critères particuliers

Politiques prévoyant...	Régions		
	Niveau fédéral (n = 13 politiques)	Niveau provincial (n = 42 politiques au total dans 10 provinces)	Niveau territorial (n = 6 politiques au total dans 3 territoires)
Mesures de soutien	84,6 % ^a	60,9 % (0,0 à 100,0 %)	50,0 % (50,0 à 50,0 %)
Organismes responsables	76,9 % ^a	51,7 % (0,0 à 100,0 %)	33,3 % (0,0 à 50,0 %)
Structures de rapport	69,2 % ^a	59,8 % (0,0 à 100,0 %)	16,7 % (0,0 à 50,0 %)
Financement	84,6 % ^a	68,1 % (0,0 à 100,0 %)	66,7 % (50,0 à 100,0 %)
Suivi et évaluation	46,2 % ^a	59,8 % (25,0 à 100,0 %)	33,3 % (0,0 à 50,0 %)

Remarque : Les valeurs indiquent la proportion moyenne (minimum à maximum) des politiques présentant des caractéristiques particulières susceptibles d'augmenter les chances de réussite de leur mise en œuvre et, par conséquent, de favoriser l'activité physique.

^a Aucune fourchette n'est indiquée, car une seule administration est représentée.

TABEAU 3
Notes globales et par domaine pour l'indicateur « Gouvernement »

Domaine	Texte explicatif	Note/Total (%)
Nombre de politiques	Au Canada, 13 politiques ont été recensées au niveau fédéral et une moyenne proportionnelle de 4,2 politiques a été relevée au niveau provincial et territorial (fourchette : 2 à 8), pour un total de 17,2 (fourchette : 15 à 19).	4/5 %
Portée des politiques – nombre de domaines	Parmi les politiques recensées, on a compté 5 domaines au niveau fédéral et une moyenne proportionnelle de 3,6 au niveau provincial et territorial (fourchette : 2 à 10), soit un total de 8,6 (catégorie 8 à 9). Les politiques de six provinces et territoires se sont limitées aux domaines du sport, de l'activité physique et des loisirs, tandis que d'autres étaient plus larges (par exemple, aménagement urbain et rural, patrimoine).	4/5 %
Mesures de soutien identifiées	Au total, 11 des 13 politiques fédérales et 30 des 48 politiques provinciales et territoriales (soit une moyenne proportionnelle de 87,0 %) ont établi des mesures de soutien, pour un total de 14,7. Certaines initiatives politiques comprenaient des plans d'action détaillés s'inscrivant dans les objectifs clés de ces initiatives, tandis que d'autres ne comportaient que des déclarations générales assorties d'une obligation de reddition de compte limitée.	15/20 %
Organismes responsables identifiés	Au total, 10 des 13 politiques fédérales (76,9 %) et 29 des 48 politiques provinciales et territoriales (moyenne proportionnelle de 74,6 %) mentionnaient des organismes responsables de la mise en œuvre de ces politiques (note globale de 76,4 %). Certaines initiatives politiques faisaient appel à des groupes précis (par exemple, des associations locales ou des organisations à but non lucratif) chargés de la mise en œuvre des mesures, tandis que d'autres se contentaient de mentionner les ministères ou services gouvernementaux chargés de la mise en œuvre des mesures politiques.	15/25 %
Structures de rapport identifiées	Au total, 9 des 13 politiques fédérales (69,2 %) et 26 des 48 politiques provinciales et territoriales (moyenne proportionnelle de 74,1 %) faisaient référence à des structures de rapport (note totale de 70,5 %).	10/15 %
Financement identifié	Au total, 11 des 13 politiques fédérales (84,6 %) et 32 des 48 politiques provinciales et territoriales (49,8 %) faisaient directement référence à un financement (note totale de 76,2 %). Il convient de noter la différence notable entre les politiques fédérales et celles des provinces et territoires en matière de structures de financement : la plupart des initiatives politiques du gouvernement fédéral figuraient sous forme d'éléments budgétaires dans le budget fédéral, tandis que les initiatives des provinces et territoires faisaient souvent référence à un financement par le biais de programmes de subventions et d'incitations fiscales ^a .	15/20 %
Plan de suivi et d'évaluation	Au total, 6 des 13 politiques fédérales (46,2 %) et 27 des 48 politiques provinciales et territoriales (moyenne proportionnelle de 72,9 %) faisaient référence à un plan de suivi et d'évaluation (note totale de 52,7 %). Au niveau provincial et territorial, la plupart des politiques qui prévoyaient des mécanismes de rapport comportaient également des plans de suivi et d'évaluation; en revanche, au niveau fédéral, elles étaient moins nombreuses à comporter ces deux éléments.	5/10 %
Note totale		68/100 %

Remarques : Les notes de référence ont été pondérées proportionnellement, conformément aux recommandations de Ward et al.¹⁸; la moyenne proportionnelle désigne le processus consistant à pondérer proportionnellement les notes de chaque province ou territoire en fonction de la taille de sa population par rapport à la population totale du Canada (voir tableau 1).

^a Il est possible que les initiatives politiques ne faisant pas explicitement référence à un financement soient mises en œuvre dans le cadre des budgets ministériels déjà en place.

qualitative ou subjective a donné des résultats très semblables, ce qui suggère que le consensus d'experts dans l'interprétation des données recueillies était raisonnablement fiable.

Il est intéressant de noter que la note B attribuée dans le Bulletin 2024 de ParticipACTION diffère de la note C – figurant dans le Bulletin canadien de l'activité physique chez les enfants et les adolescents vivant avec une limitation 2022²⁰. Bien que ces deux évaluations aient porté sur l'influence des politiques fédérales, provinciales et territoriales sur l'activité physique au Canada sur une période relativement comparable, le Bulletin sur les enfants et les adolescents vivant avec une limitation a analysé plus particulièrement les politiques en matière d'activité physique et les initiatives de financement spécifiques au handicap. À ce stade, seules 4 des 61 politiques analysées dans cette étude faisaient référence aux personnes handicapées. Il est évident qu'il faut redoubler d'efforts pour combler l'écart entre ces deux niveaux en mettant en place davantage de politiques d'accessibilité et en allouant des fonds spécifiques au handicap aux niveaux national, provincial et territorial. Indépendamment de la comparaison au niveau national, le Bulletin canadien de ParticipACTION a attribué une note plus élevée à l'indicateur « Gouvernement » (B; 68 %) que le bulletin gallois de 2018 (C+; 54 %)¹⁸. Les domaines dans lesquels le Canada ont semblé devancer le Pays de Galles étaient les structures de rapport identifiées (Canada : 10/15, Pays de Galles : 5/15) et le financement (Canada : 15/20, Pays de Galles : 8/20). Les comparaisons directes, telles que celles entre le Canada et le Pays de Galles, constituent un élément central de la philosophie de Global Matrix, dans le cadre de laquelle les pays s'inspirent les uns des autres afin d'œuvrer à l'amélioration des niveaux mondiaux d'activité physique chez les enfants¹⁰.

Une autre explication possible au fait que le Bulletin de ParticipACTION attribue une note plus élevée à l'indicateur « Gouvernement » par rapport au Bulletin sur les enfants et les adolescents vivant avec une limitation et au Bulletin gallois pourrait tenir à l'étape supplémentaire que représente la collaboration avec le CSAPL. Bien que le CSAPL n'ait pas participé à l'évaluation de l'indicateur, son analyse et sa validation des initiatives politiques et de financement propres à chaque administration

ont contribué à garantir l'exhaustivité, l'actualité et l'exactitude de nos données. Ainsi, notre processus collaboratif a sans doute renforcé notre capacité à établir les structures de rapport et les sources de financement, contribuant à l'obtention d'une meilleure note. Au-delà des améliorations méthodologiques, la collaboration avec des groupes tels que le CSAPL tout au long du processus d'évaluation pourrait avoir des retombées positives inattendues et de grande envergure. Une collaboration avec les responsables gouvernementaux pourrait créer un sentiment d'appropriation commune du Bulletin, ce qui renforcerait sa légitimité, l'adhésion au projet, la confiance et la promotion de l'activité physique à différents niveaux du gouvernement. De plus, cette collaboration pourrait contribuer à établir des relations essentielles entre les chercheurs et les responsables gouvernementaux, renforçant ainsi les boucles de rétroaction entre la politique et la recherche. Par ailleurs, le fait de se familiariser avec la grille d'évaluation du Bulletin pourrait inciter les responsables gouvernementaux à modifier la formulation des politiques afin d'optimiser les notes obtenues, sans pour autant prendre de mesures concrètes visant à améliorer réellement l'activité physique au Canada. De plus, certains craignaient que cette activité ne donne lieu à des comparaisons entre les différentes administrations susceptibles d'être perçues comme humiliantes et démotivantes, et risquant ainsi de nuire à l'établissement de relations. Ainsi, les prochains rapports devront continuer à trouver un juste équilibre entre les avantages de la collaboration avec le gouvernement et la nécessité d'une indépendance critique, afin de garantir que l'amélioration des notes reflète des mesures concrètes plutôt que de simples déclarations politiques sans substance.

Points forts et limites

La principale force globale de ce processus, tant pour le Canada que pour les autres pays de Global Matrix qui adoptent la grille d'évaluation du Bulletin gallois, réside dans le passage d'une approche fondée sur le consensus à une évaluation quantitative de l'indicateur « Gouvernement » éclairée par les intervenants. L'adoption d'une approche plus objective améliore la transparence et la reproductibilité des notes, ce qui permet de comparer les résultats d'une année à l'autre au sein d'un même pays, ainsi que la

cohérence des notes lorsque différents pays comparent leurs résultats. L'une des principales forces du projet actuel a été d'inclure le CSAPL afin de garantir une évaluation exhaustive et précise de l'ensemble des politiques et des financements. S'il est important que la collaboration avec le gouvernement n'influence pas l'évaluation critique nécessaire pour rester objectif, les avantages potentiels, qu'ils soient intentionnels ou non, constituent néanmoins un atout majeur. Les applications futures de cette approche pourraient conduire à lui associer des acteurs non gouvernementaux (par exemple, des chercheurs, des professionnels ou des organisations de la société civile) afin de compléter la contribution du gouvernement, d'élargir l'interprétation du contexte politique et de renforcer la responsabilité.

Il convient également de tenir compte de certaines limites importantes. Tout d'abord, l'évaluation subjective antérieure de l'indicateur « Gouvernement » comprenait des critères de référence relatifs au leadership et à l'engagement en matière d'offre d'activités physiques pour tous les enfants et les jeunes¹⁷, éléments qui font défaut dans la grille d'évaluation actualisée du Bulletin. Même si les manifestations du leadership sont difficiles à évaluer objectivement, elles sont susceptibles de jouer un rôle important dans l'activité physique des enfants au Canada. De plus, malgré la rigueur et l'exhaustivité d'une méthode plus objective, les notes obtenues au Canada pour les années 2020 et 2022 étaient semblables à celles obtenues avec la méthode subjective. Certains pourraient donc se demander si le temps et les ressources supplémentaires en valent la peine. Les initiatives futures devraient évaluer les coûts et les avantages de la notation objective dans une perspective internationale. Si les avantages l'emportent sur les coûts, il conviendrait de parvenir à un consensus international afin de déterminer quels éléments de la grille d'évaluation du Bulletin devraient être ajoutés ou supprimés. Par exemple, le Global Observatory for Physical Activity (GoPA) utilise une méthode moins complexe pour évaluer le contexte politique des pays²⁹. Enfin, en raison de la structure gouvernementale à plusieurs niveaux du Canada, la note finale obtenue pourrait ne pas refléter fidèlement les politiques gouvernementales dont bénéficie chaque enfant au Canada. Bien que des mesures aient été prises, telles que la pondération des politiques en fonction de la population de

chaque province ou territoire, afin de refléter la situation d'un enfant moyen au Canada, certaines provinces et certains territoires comptent davantage ou moins de politiques qui profitent explicitement aux enfants par rapport à ce qui a été pris en compte dans le cadre d'évaluation.

Dans le cadre de ce processus d'évaluation objectif de l'indicateur « Gouvernement » pour l'édition 2024 du Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION, il convient d'envisager des ajustements à apporter à ce processus en vue des futures applications de la grille d'évaluation du Bulletin. Tout d'abord, il est recommandé de faire appel au CSAPL dès le début du processus, afin de garantir que tous les responsables provinciaux, territoriaux et fédéraux disposent de suffisamment de temps pour vérifier l'audit des politiques et y apporter leur contribution. Ensuite, étant donné que la grille d'évaluation actuelle du Bulletin ne prend pas en compte les politiques propres à certains groupes d'âge ou à certaines populations, l'ajout de renseignements contextuels concernant la population cible de chaque politique serait utile pour fournir une évaluation plus solide des bénéficiaires des mesures de chaque politique (par exemple, tranche d'âge [c'est-à-dire enfants, jeunes, adultes, personnes âgées], groupes en quête d'équité). Cette approche serait particulièrement utile pour adapter le cadre d'évaluation à d'autres tranches d'âge (par exemple, pour le Bulletin sur l'activité physique chez les adultes de ParticipACTION) et pour plaider en faveur d'un renforcement des mesures de soutien ciblées en faveur de groupes particuliers en quête d'équité (par exemple, les personnes handicapées ou les groupes racisés). Enfin, les futurs membres du Comité de recherche du Bulletin chargés d'évaluer l'indicateur « Gouvernement » devraient se référer aux données de cette étude afin d'ajuster leur notation et d'assurer une cohérence d'une année à l'autre. Même si certains aspects de la grille d'évaluation sont susceptibles d'évoluer au fil du temps, celle-ci pourrait néanmoins offrir une fiabilité essentielle d'une année à l'autre, ce qui est indispensable pour mesurer les variations de l'indicateur « Gouvernement ».

Conclusion

L'adoption d'un processus de collecte de données quantitatives non expérimental, s'appuyant sur la grille d'évaluation du

bulletin gallois et soutenu par la participation des intervenants, pour l'édition 2024 du Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION, constitue une avancée significative vers une approche plus cohérente, transparente et objective pour évaluer l'influence du gouvernement sur l'activité physique des enfants au Canada. La collaboration avec le CSAPL a constitué un élargissement significatif de l'approche galloise, qui a eu des retombées positives directes sur la qualité et la quantité des données et pourrait avoir des retombées indirectes favorisant la pratique d'une activité physique au Canada. Malgré les avantages liés à l'adoption de cette méthode d'évaluation plus objective, des recherches supplémentaires sont nécessaires pour parvenir à un consensus international sur les aspects clés de la grille d'évaluation du Bulletin. Pour l'instant, les avantages d'une méthode d'évaluation plus objective semblent l'emporter sur ses limites. Les chercheurs du Bulletin canadien continueront à utiliser la grille d'évaluation du bulletin gallois, et nous encourageons les autres responsables du Bulletin à faire de même.

Remerciements

Le financement accordé par l'Agence de la santé publique a contribué à l'élaboration de l'édition 2024 du Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION. Nous tenons à remercier tout particulièrement Justin Lang, Malcolm Ward, Gareth Stratton ainsi que le Conseil du sport, de l'activité physique et des loisirs (CSAPL) du Canada pour leur rétroaction et leur collaboration.

Conflits d'intérêts

Tous les auteurs sont membres du Comité de recherche du Bulletin de ParticipACTION. LMV et BAB sont employés de ParticipACTION. Mark Tremblay est membre du comité de rédaction de la revue PSPMC.

Ce travail n'a pas été réalisé dans le cadre d'un emploi au sein du gouvernement du Canada.

Contributions des auteurs et avis

NK, BAB : conception, méthodologie, analyse formelle, rédaction de la première version du manuscrit.

CC, JD, EP, JCS, ES, LMV, MST : conception, rédaction de la première version du manuscrit.

KAN, VC, JPC, RC, GF, IJ, EYL, TS, PT : conception, relectures et corrections.

Le contenu et les points de vue exprimés dans cet article sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position officielle du gouvernement du Canada.

Références

1. Poitras VJ, Gray CE, Borghese MM, Carson V, Chaput JP, Janssen I, et al. Systematic review of the relationships between objectively measured physical activity and health indicators in school-aged children and youth. *Appl Physiol Nutr Metab*. 2016;41(6):S197-5239. <https://doi.org/10.1139/apnm-2015-0663>
2. Canadian Fitness and Lifestyle Research Institute (CFLRI) and Canadian Parks and Recreation Association (CPRA). The price of inactivity: measuring the powerful impact of sport, physical activity, and recreation in Canada. Ottawa (ON) : CFLRI & CPRA; 2023.
3. Keadle SK, Bustamante EE, Buman MP. Physical activity and public health: four decades of progress. *Kinesiology Review*. 2021;10(3):319-330. <https://doi.org/10.1123/kr.2021-0028>
4. Agence de la santé publique du Canada. Une Vision commune pour favoriser l'activité physique et réduire la sédentarité au Canada : Soyons actifs. Ottawa (ON) : Agence de la santé publique du Canada; 2018. En ligne à : <https://www.canada.ca/en/public-health/services/publications/healthy-living/lets-get-moving.html>
5. Milton K, Cavill N, Chalkley A, Foster C, Gomersall S, Hagstromer M, et al. Eight investments that work for physical activity. *J Phys Act Health*. 2021; 18(6):625-630. <https://doi.org/10.1123/jpah.2021-0112>
6. International Society for Physical Activity and Health (ISPAH). The Bangkok declaration on physical activity for global health and sustainable development. *Br J Sports Med*. 2017; 51(19):1389-1391. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2017-098063>

7. Statistique Canada. Activité physique et temps passé en position assise mesurés directement au Canada : nouveaux résultats de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé, 2022 à 2024 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2025 [consultation le 9 décembre 2025]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/251017/dq251017b-fra.htm>
8. Bronfenbrenner U. Ecological systems theory. Dans : Kazdin AE, dir. *Encyclopedia of Psychology*, Vol. 3. Oxford (UK) : Oxford University Press; 2000. p. 129-133.
9. Spence JC, Lee RE. Toward a comprehensive model of physical activity. *J Sport Exerc Psychol*. 2003;4(1):7-24. [https://doi.org/10.1016/S1469-0292\(02\)00014-6](https://doi.org/10.1016/S1469-0292(02)00014-6)
10. Morrison SA, Aubert S, Brazo-Sayavera J, Demchenko I, Reilly JJ, Tremblay MS. Celebrating a decade of the Active Healthy Kids Global Alliance and its Global Matrix initiative. *Br J Sports Med*. 2025;59(3):198-199. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2024-108984>
11. Colley RC, Brownrigg M, Tremblay MS. A model of knowledge translation in health: the Active Healthy Kids Canada Report Card on Physical Activity for Children and Youth. *Health Promot Pract*. 2012;13(3):320-330. <https://doi.org/10.1177/1524839911432929>
12. Aubert S, Barnes JD, Demchenko I, Hawthorne M, Abdeta C, Abi Nader P, et al. Global Matrix 4.0 physical activity report card grades for children and adolescents: results and analyses from 57 countries. *J Phys Act Health*. 2022;19(11):700-728. <https://doi.org/10.1123/jpah.2022-0456>
13. Active Healthy Kids Global Alliance. Global Matrix 5.0 [Internet]. Ottawa (ON) : Active Healthy Kids Global Alliance; [consultation le 9 décembre 2025]. En ligne à : <https://www.activehealthykids.org/5-0/>
14. Tremblay MS, Barnes JD, Demchenko I, Gonzalez SA, Brazo-Sayavera J, Kalinowski J, et al. Active Healthy Kids Global Alliance Global Matrix 4.0 – a resource for physical activity researchers. *J Phys Act Health*. 2022; 19(11):693-699. <https://doi.org/10.1123/jpah.2022-0257>
15. Vanderloo LM, Bruijns BA, Kuzik N, Stone E, Tremblay MS. Impact of the ParticipACTION Report Card on Physical Activity for Children and Youth in Canada: 2015–2024. *J Exerc Sci Fit*. 2025;23(2):102-111. <https://doi.org/10.1016/j.jesf.2025.01.005>
16. Tremblay MS, Barnes JD, Bonne JC. Impact of the Active Healthy Kids Canada Report Card: a 10-year analysis. *J Phys Act Health*. 2014;11(s1):S3-20. <https://doi.org/10.1123/jpah.2014-0167>
17. Kuzik N, Cameron C, Carson V, Chaput JP, Colley R, Doiron J, et al. The 2022 ParticipACTION Report Card on Physical Activity for Children and Youth: focus on the COVID-19 pandemic impact and equity-deserving groups. *Front Public Health*. 2023;11. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1172168>
18. Ward MR, Tyler R, Edwards LC, Miller MC, Williams S, Stratton G. The AHK-Wales Report Card 2018: policy measures - is it possible to “score” qualitative data? *Health Promot Int*. 2021;36(4):1151-1159. <https://doi.org/10.1093/heapro/daaa118>
19. Bull F, Milton K, Kahlmeier S. Health-enhancing physical activity (HEPA) policy audit tool (PAT): version 2. Genève (CH) : Organisation mondiale de la santé, 2015. En ligne à : <https://iris.who.int/server/api/core/bitstreams/3635029f-e62c-48d2-947e-6b5b2cd71396/content>
20. Arbour-Nicitopoulos KP, Kuzik N, Vanderloo LM, Martin Ginis KA, James ME, Bassett-Gunter RL, et al. Expert appraisal of the 2022 Canadian Para Report Card on Physical Activity for Children and Adolescents with Disabilities. *Adapted Adapt Phys Activ Q*. 2023;40(3):465-474. <https://doi.org/10.1123/apaq.2022-0050>
21. ParticipACTION. Ensemble pour la résilience : Garder les enfants et les jeunes actifs dans un climat en changement. Édition 2024 du Bulletin sur l'activité physique chez les enfants et les jeunes de ParticipACTION. Toronto (ON) : ParticipACTION; 2024. En ligne à : <https://www.participaction.com/wp-content/uploads/2024/05/2024-Bulletin-des-enfants-et-des-jeunes-Bulletin-complet.pdf>
22. Statistique Canada. Chiffres de population et des logements : Canada, provinces et territoires. Tableau 98-10-0001-01 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2022 [consultation le 3 décembre 2025]. En ligne à : https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=9810000101&request_locale=fr
23. ParticipACTION. De la stagnation à l'action : Faire bouger le Canada. Édition 2025 du Bulletin de l'activité physique chez les adultes de ParticipACTION. Toronto (ON) : ParticipACTION; 2025. En ligne à : <https://www.participaction.com/fr/la-science/bulletin-des-adultes/>
24. Agence de la santé publique du Canada. Une Vision commune pour favoriser l'activité physique et réduire la sédentarité au Canada : Soyons actifs [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2018. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/publications/vie-saine/soyons-actifs.html>
25. Association canadienne des parcs et loisirs, Conseil interprovincial du sport et des loisirs. Cadre stratégique 2015 pour le loisir au Canada : Sur la voie du bien-être. Ottawa (Ontario) : Association canadienne des parcs et loisirs; 2015. En ligne à : <https://www.clnb.ca/wp-content/uploads/2021/02/Cadre-strategique-2015-pour-le-loisir-au-Canada.pdf>
26. Conseil du sport, de l'activité physique et des loisirs, Groupe de travail sur le renouvellement de la Politique canadienne du sport, Équipe de rédaction de la Politique canadienne du sport. Politique canadienne du sport 2025-2035. 2025. En ligne à : <https://sirc.ca/wp-content/uploads/2026/04/Politique-canadienne-du-sport-2025-2035-mars-2026.pdf>
27. Cathro A, Spence JC, Cameron C, Varela AR, Morales D, Kohn ER, et al. Progress in physical activity research, policy, and surveillance in Canada: the global observatory for physical activity—GoPA! *BMC Public Health*. 2024;24(1):2866. <https://doi.org/10.1186/s12889-024-20322-1>

-
28. Spence JC, Kim Y-B, Lee E-Y, Vanderloo LM, Faulkner G, Tremblay MS, et al. The relevance of the United Nations' Sustainable Development Goals in the promotion of sport, physical activity, and recreation in Canada. *C J Public Health*. 2025;116(2):321-326. <https://doi.org/10.17269/s41997-024-00964-9>
 29. Varela AR, Hallal PC, Grueso JM, Pedišić Ž, Salvo D, Nguyen A, et al. Status and trends of physical activity surveillance, policy, and research in 164 countries: findings from the global observatory for physical activity—GoPA! 2015 and 2020 surveys. *J Phys Act Health*. 2022;20(2):112-128. <https://doi.org/10.1123/jpah.2022-0464>

Aperçu

Différences entre les sexes concernant la forte consommation épisodique d'alcool chez les adultes au Canada, 2017-2023 : une analyse transversale répétée

Erin Hobin, Ph. D. (1,2); Leili Baghaie, M.S.P. (1,2); Naomi Schwartz, Ph. D. (1); Sze Hang Fu, M. Sc. (1); Samantha Forbes, M.S.P. (1,2); Brendan Smith, Ph. D. (1,2)

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

Attribution suggérée
Aperçu par Hobin E et al.
dans la revue PSPMC mis à disposition
selon les termes de la [licence internationale](#)
[Creative Commons Attribution 4.0](#)



Résumé

La forte consommation épisodique d'alcool (FCEA) est un indicateur clé de la consommation nocive d'alcool au sein de la population. Nous avons utilisé les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes pour analyser les tendances récentes des écarts entre les sexes en matière de FCEA chez les adultes, par tranche d'âge, entre 2017 et 2019 et entre 2022 et 2023. La prévalence globale de la FCEA était de 20,5 % (IC à 95 % : 20,1 % à 20,8 %) entre 2017 et 2019 et 20,3 % (IC à 95 % : 19,9 % à 20,8) entre 2022 et 2023. Dans l'ensemble, la prévalence de la FCEA était plus élevée chez les hommes que chez les femmes. Toutefois, les écarts entre les sexes se sont réduits en 2022-2023 par rapport à 2017-2019. Chez les 18-25 ans, les femmes ont déclaré une prévalence plus élevée de FCEA que les hommes en 2022-2023 (prévalence : 27,9 % contre 24,2 %), ce qui correspond à une différence de prévalence de -3,7 % (IC à 95 % : -9,4 à 1,9), bien que l'intervalle de confiance inclue zéro, indiquant un manque de certitude quant à une différence significative. Entre 2017-2019 et 2022-2023, la prévalence de la FCEA au Canada est restée élevée, et les écarts entre les sexes se sont réduits dans tous les groupes d'âge, en particulier chez les jeunes adultes, où les taux se sont rapprochés.

Mots-clés : *prévention et lutte contre la consommation d'alcool, hyperalcoolisation rapide, maladies chroniques, comportements liés à la santé chez les adultes, facteurs liés au sexe, Canada*

Introduction

La consommation régulière d'une grande quantité d'alcool en une seule occasion est associée à un risque accru de dépendance, de violence, ainsi que de mortalité prématurée et d'invalidité dues à des affections tant aiguës que chroniques^{1,2}. Au Canada, la forte consommation épisodique d'alcool (FCEA) est répandue, 20 % des personnes de 12 ans et plus ayant déclaré adopter ce comportement en 2022³. Par le passé, les hommes ont signalé une prévalence plus élevée de FCEA dans tous les groupes d'âge au Canada. Cependant, de nouvelles données suggèrent

une réduction de l'écart entre les sexes^{3,4}. La pandémie de COVID-19, qui a débuté en mars 2020, et les mesures de confinement qui ont suivi ont entraîné des changements importants dans le mode de vie, le niveau de stress et les habitudes de consommation d'alcool au sein de certaines populations^{5,6}. L'étude des périodes pré-pandémiques et post-pandémiques précoces peut fournir des renseignements précieux sur l'évolution des comportements en matière de consommation d'alcool. Une étude américaine récente a révélé qu'entre 2017 et 2019 ainsi qu'entre 2021 et 2023, les différences entre les sexes en matière de FCEA se sont réduites dans

Points saillants

- Nous avons analysé les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes afin d'évaluer les différences entre les sexes en matière de forte consommation épisodique d'alcool (FCEA) par tranche d'âge chez les adultes entre 2017 et 2023.
- La prévalence de la FCEA est demeurée stable à 20 % au Canada, les hommes déclarant globalement un taux plus élevé, mais les différences entre les sexes semblant moins marquées dans tous les groupes d'âge.
- Chez les 18-25 ans, les femmes ont déclaré une FCEA plus élevée que les hommes en 2022-2023, ce qui indique une convergence et un renversement potentiel des différences entre les sexes observées en 2017-2019.
- L'augmentation de la FCEA chez les femmes adultes pourrait s'expliquer par les tendances à long terme en matière de consommation d'alcool, la publicité ciblée, les stratégies d'adaptation au stress et la diminution de la stigmatisation.
- Les femmes courent davantage de risques pour leur santé physique que les hommes, même à des niveaux de consommation d'alcool plus faibles, notamment en ce qui concerne les maladies hépatiques et le cancer du sein. Cela souligne l'importance de mettre en place des stratégies de santé publique adaptées au sexe et tenant compte des spécificités de genre.

Rattachement des auteurs :

1. Santé publique Ontario, Toronto (Ontario), Canada
2. École de santé publique Dalla Lana, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada

Correspondance : Erin Hobin, Santé publique Ontario, 661, avenue University, bureau 1701, Toronto (Ontario) M5G 1M1; tél. : 647-260-7198; courriel : erin.hobin@oahpp.ca

toutes les tranches d'âge, la prévalence de la FCEA chez les jeunes femmes adultes dépassant celle des hommes⁷. Notre étude a porté sur les tendances récentes des différences entre les sexes en matière de FCEA par groupe d'âge au Canada et nous avons émis l'hypothèse que l'écart entre les hommes et les femmes serait réduit chez les jeunes adultes et les adultes d'âge moyen.

Méthodologie

Nous avons mené une analyse transversale répétée auprès de personnes de 18 ans et plus dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) menée chaque année de 2017 à 2023.

L'ESCC est une enquête représentative de la population menée par Statistique Canada qui cible les personnes de 12 ans et plus, ou de 18 ans et plus à compter de 2023, vivant dans des logements privés, ce qui représente plus de 96 % de la population canadienne⁸. Cette enquête ne porte pas sur les Autochtones vivant sur les réserves, les membres des Forces armées canadiennes, les personnes vivant en établissement, les enfants placés en famille d'accueil, ni les personnes vivant dans le Nord du Québec et dans les territoires canadiens. Nous avons exclu les personnes de moins de 18 ans, les participantes enceintes ou qui allaitaient ainsi que celles qui n'ont pas répondu aux questions relatives à la consommation d'alcool.

Conformément aux pratiques de surveillance de la santé publique au Canada, notamment celles de l'ESCC, la FCEA a été définie comme la pratique d'une hyperalcoolisation rapide au moins une fois par mois au cours des 12 derniers mois³. Une hyperalcoolisation rapide a été définie comme la consommation d'au moins cinq verres standard pour les hommes et d'au moins quatre verres standard pour les femmes en une seule occasion⁹. La FCEA a été déduite d'une question sur la fréquence de l'hyperalcoolisation rapide au cours des 12 derniers mois et a été classée comme suit : présence de FCEA (une fois par mois, 2 à 3 fois par mois, une fois par semaine, plus d'une fois par semaine) ou absence de FCEA (moins d'une fois par mois ou jamais). Avant 2019, le sexe était déterminé à partir des déclarations des personnes interrogées, qui se définissaient comme « homme » ou

« femme », ce qui correspondait au sexe à la naissance. À partir de 2019, l'ESCC a introduit des questions permettant de distinguer le sexe (attribué à la naissance) du genre (homme, femme ou non binaire). Conformément aux recommandations de l'ESCC concernant les analyses portant sur la période antérieure et postérieure à 2019, nous avons utilisé la variable « sexe ». Les tranches d'âge ont été définies comme suit : 18 à 25 ans, 26 à 49 ans, 50 à 64 ans et 65 ans et plus.

Nous avons utilisé des modèles de régression logistique pour analyser les associations entre la FCEA et le sexe dans les données regroupées de l'ESCC pour les périodes 2017-2019 (avant la COVID-19) et 2022-2023 (après la COVID-19), toutes tranches d'âge confondues. Les interactions à trois variables entre le sexe, la tranche d'âge et la période (avant ou après la COVID-19) ont été modélisées. Nous avons estimé la prévalence prévue et les écarts de prévalence à l'aide des effets marginaux. Les données de 2020 et 2021 ont été prises en compte dans les résultats décrivant la prévalence de la FCEA au fil du temps, mais ont été exclues des analyses basées sur des modèles en raison des mesures de confinement et des perturbations subies par la collecte des données de l'ESCC pendant la pandémie de COVID-19. Les pondérations de l'ESCC (divisées par le nombre d'années correspondant à la période considérée) ont été utilisées pour tous les modèles, et des intervalles de confiance (IC) à 95 % ont été estimés à l'aide de pondérations de bootstrap à 1 000 réplifications. Les analyses ont été effectuées à l'aide de la version R 4.4.2 (R Foundation for Statistical Computing, Vienne, Autriche).

Dans les analyses de sensibilité, nous avons également pris en compte le niveau de scolarité (niveau inférieur au secondaire, diplôme d'études secondaires et certificat ou diplôme d'études postsecondaires ou universitaires; au niveau du ménage pour les personnes de moins de 30 ans et au niveau individuel dans les autres cas), le milieu de résidence (centre urbain ou zone rurale) et le statut vis-à-vis de l'immigration (citoyen de naissance ou résident permanent/non permanent).

Cette étude n'a pas nécessité l'approbation par un comité d'éthique de la recherche, car elle repose exclusivement sur l'utilisation secondaire de données anonymes,

conformément à l'article 2.4 de l'Énoncé de politique des trois conseils sur l'Éthique de la recherche avec des êtres humains.

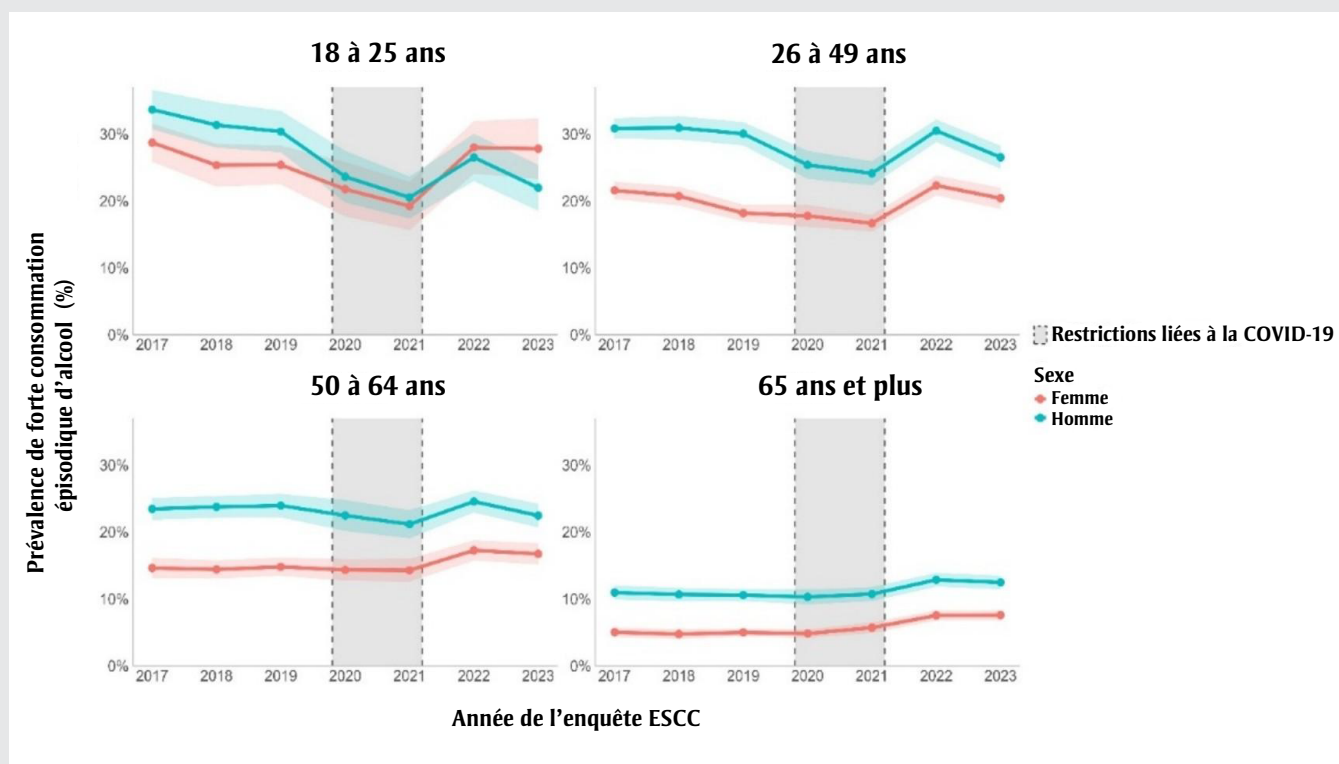
Résultats

L'échantillon non pondéré comprenait 150 630 personnes interrogées entre 2017 et 2019 et 87 227 entre 2022 et 2023. La prévalence globale de la FCEA au Canada était de 20,5 % (IC à 95 % : 20,1 % à 20,8 %) en 2017-2019 et 20,3 % (IC à 95 % : 19,9 à 20,8) en 2022-2023. Comme l'indique la figure 1, la prévalence de la FCEA est restée relativement stable dans toutes les tranches d'âge, tant chez les hommes que chez les femmes, entre 2017 et 2019. On a toutefois constaté une baisse entre 2020 et 2021 chez les hommes et les femmes de 18 à 25 ans et de 26 à 49 ans. Les taux ont remonté en 2022 pour atteindre des niveaux comparables à ceux de 2017 à 2019, avant de redescendre à nouveau chez les hommes. Chez les groupes d'âge plus avancés, la prévalence de la FCEA est restée stable, avec une légère augmentation observée en 2022. Sur l'ensemble de la période étudiée, la baisse la plus marquée a été observée chez les hommes de 18 à 25 ans, la prévalence passant de 33,7 % (IC à 95 % : 30,6 à 36,7) en 2017 à 22,0 % (IC à 95 % : 18,5 à 25,4) en 2023. En revanche, chez les femmes de la même tranche d'âge, la prévalence de la FCEA a seulement légèrement diminué, passant de 28,7 % (IC à 95 % : 25,9 à 31,6) en 2017 à 27,8 % (IC à 95 % : 23,2 à 32,4) en 2023.

Le tableau 1 présente les estimations de prévalence d'une FCEA fondées sur un modèle. En 2017-2019, la prévalence de FCEA était globalement plus élevée chez les hommes que chez les femmes (24,2 % contre 16,5 %), avec un écart de prévalence entre les sexes de 7,7 % (IC à 95 % : 5,6 à 9,7) (tableau 1). Les hommes présentaient une prévalence plus élevée de FCEA dans toutes les tranches d'âge, y compris chez les adultes de 18 à 25 ans (prévalence : 31,8 % contre 26,5 %; écart de prévalence : 5,3 %, IC à 95 % : 1,6 à 8,9).

En 2022-2023, les hommes ont continué à présenter une prévalence globalement plus élevée de FCEA que les femmes (22,2 % contre 18,4 %; écart de prévalence : 3,8 %; IC à 95 % : 0,9 à 6,6). Toutefois, les différences entre les sexes en matière de FCEA semblent moins marquées dans toutes les tranches d'âge par rapport à la période 2017-2019. Il convient

FIGURE 1
Prévalence d'une forte consommation épisodique d'alcool selon le sexe, par tranche d'âge et par année, ESCC, 2017 à 2023



Abbréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

de noter que, chez les 18-25 ans, la prévalence de la FCEA était plus faible chez les hommes que chez les femmes (prévalence : 24,2 % contre 27,9 %), avec un écart de prévalence de -3,7 % (IC à 95 % : -9,4 à 1,9; tableau 1), bien que l'intervalle de confiance inclue zéro, indiquant un manque de certitude quant à une différence significative.

Des résultats comparables ont été observés lors des analyses de sensibilité réalisées à l'aide de modèles tenant compte du niveau de scolarité, du milieu de résidence et du statut vis-à-vis de l'immigration (annexe 1, disponible sur demande auprès de la personne-ressource).

Analyse

La FCEA est un indicateur clé de la consommation nocive d'alcool et un marqueur important des risques pour la santé liés à l'alcool. Cette analyse a mis en évidence une réduction des écarts entre les sexes concernant la prévalence de la FCEA au Canada dans toutes les tranches d'âge, en particulier une convergence et un

possible renversement de tendance chez les jeunes adultes. En 2022-2023, les femmes de 18 à 25 ans ont présenté une prévalence observée de FCEA plus élevée que les hommes. Toutefois, l'intervalle de confiance de cet écart englobait le zéro, rendant l'ampleur réelle et le sens de la différence entre les sexes non certains. Des recherches supplémentaires sont nécessaires pour déterminer si la prévalence d'une FCEA chez les jeunes femmes adultes dépasse effectivement celle des hommes au Canada.

Chez les jeunes adultes, les évolutions observées entre 2017 et 2023 reposent sur une baisse de la FCEA chez les deux sexes entre 2017 et 2021. Cette tendance a été suivie d'une remontée en 2022, avec des niveaux comparables à ceux observés en 2017-2019, puis d'une redescente en 2023 chez les hommes par rapport aux femmes. Ces résultats concordent avec des données récentes provenant des États-Unis et du Canada, qui ont également mis en évidence une convergence des écarts de FCEA entre les sexes chez les jeunes

adultes, due à la fois à une baisse de prévalence d'une FCEA après la pandémie chez les jeunes hommes et à une augmentation chez les jeunes femmes^{4,7,10}. Des tendances comparables de FCEA entre les sexes ont été observées à l'échelle internationale, notamment dans des données récentes provenant d'Europe, qui indiquent que les adolescentes égalent ou dépassent désormais les adolescents en matière de consommation d'alcool, ainsi que dans des rapports de l'OCDE signalant une augmentation des taux de consommation élevée chez les jeunes femmes hautement qualifiées dans les pays à revenu élevé^{11,12}. Ces résultats mettent en évidence une évolution mondiale des habitudes de consommation d'alcool, caractérisée par une diminution des écarts entre les sexes et l'émergence de données probantes indiquant un renversement potentiel de tendance en matière de FCEA chez les jeunes.

La prévalence élevée et persistante d'une FCEA chez les jeunes femmes adultes observée dans cette étude reflète à la fois des tendances à long terme dans la

TABEAU 1
Prévalence estimée d'une forte consommation épisodique d'alcool et écarts de prévalence selon le sexe^a

Période 1 : 2017-2019				
Groupe d'âge (ans)	Taille de l'échantillon non pondérée	Prévalence moyenne prévue (%) (IC à 95 %) Hommes	Prévalence moyenne prévue (%) (IC à 95 %) Femmes	Différence de prévalence (%) (IC à 95 %) (hommes par rapport à femmes)
Total	150 630	24,2 (23,1 à 25,3)	16,5 (15,6 à 17,5)	7,7 (5,6 à 9,7)
18 à 25	10 890	31,8 (29,9 à 33,6)	26,5 (24,7 à 28,3)	5,3 (1,6 à 8,9)
26 à 49	47 225	30,6 (29,6 à 31,6)	20,1 (19,4 à 20,9)	10,5 (8,8 à 12,2)
50 à 64	38 214	23,7 (22,7 à 24,7)	14,6 (13,8 à 15,4)	9,1 (7,3 à 10,9)
65 et plus	54 301	10,7 (10,1 à 11,3)	4,9 (4,5 à 5,3)	5,8 (4,8 à 6,8)
Période 2 : 2022-2023				
Groupe d'âge (ans)	Taille de l'échantillon non pondérée	Prévalence moyenne prévue (%) (IC à 95 %) Hommes	Prévalence moyenne prévue (%) (IC à 95 %) Femmes	Différence de prévalence (%) (IC à 95 %) (hommes par rapport à femmes)
Total	87 227	22,2 (20,8 à 23,6)	18,4 (17,0 à 19,9)	3,8 (0,9 à 6,6)
18 à 25	4 502	24,2 (21,8 à 26,7)	27,9 (24,9 à 31,1)	-3,7 (-9,4 à 1,9)
26 à 49	25 270	28,5 (27,2 à 29,7)	21,3 (20,3 à 22,4)	7,2 (4,8 à 9,5)
50 à 64	21 655	23,5 (22,4 à 24,7)	17,0 (15,9 à 18,1)	6,5 (4,2 à 8,8)
65 et plus	35 800	12,7 (12,0 à 13,4)	7,6 (7,0 à 8,1)	5,1 (3,9 à 6,3)

Abréviation : IC, intervalle de confiance.

^a Comprend l'interaction à trois variables entre le sexe, la tranche d'âge et la période.

consommation d'alcool et des perturbations à court terme liées à la pandémie. Au cours des 15 dernières années, l'augmentation de la consommation d'alcool et de la FCEA au Canada et dans le monde a été attribuable dans une large mesure à la hausse des taux chez les femmes^{4,13-15}. Plusieurs facteurs contribuent probablement à cette tendance, notamment l'intensification des campagnes publicitaires de l'industrie de l'alcool ciblant les femmes, en particulier pour les boissons prêtes à boire, les boissons aromatisées et certains vins, qui mettent souvent l'accent sur l'identité sociale, l'attrait du style de vie et la normalisation d'une consommation plus importante d'alcool^{16,17}. Parallèlement, les sanctions sociales traditionnelles décourageant la FCEA chez les femmes se sont affaiblies¹⁸. De nouvelles données suggèrent également que, par rapport aux hommes, les femmes sont plus susceptibles de faire état d'une consommation d'alcool pendant et après la pandémie

comme stratégie pour faire face au stress, à l'anxiété, à la dépression ou à des expériences traumatiques^{17,19,20}. Ces facteurs sociaux et contextuels peuvent aider à expliquer les changements observés en matière de FCEA chez les jeunes femmes adultes au Canada.

À l'inverse, si la FCEA reste répandue chez les jeunes hommes adultes au Canada, les tendances générales observées au cours de la période étudiée indiquent une baisse. Les facteurs à l'origine de ce déclin ne sont pas encore pleinement compris, mais plusieurs mécanismes plausibles méritent d'être pris en considération. Le passage au cannabis reste une possibilité, car sa consommation au sein de la population au Canada a augmenté depuis la légalisation et reste plus répandue et plus fréquente chez les jeunes hommes adultes que chez les jeunes femmes^{21,22}. De plus, la consommation

d'alcool est très liée au pouvoir d'achat et au revenu disponible. Des contraintes financières plus générales pourraient donc limiter les dépenses chez les deux sexes, en particulier chez les jeunes hommes adultes, qui sont plus enclins à consommer de l'alcool dans des lieux de rencontre informels (par exemple, les bars ou les restaurants)²³. Prises dans leur ensemble, ces conclusions laissent penser que la convergence observée en matière de FCEA reflète à la fois une augmentation modérée chez les jeunes femmes adultes et une tendance à la baisse chez les jeunes hommes adultes, influencées par l'évolution des normes de genre, les forces du marché, les effets de substitution et la conjoncture économique. Des recherches qualitatives pourraient s'avérer utiles pour comprendre les différences liées au sexe et au genre ainsi que les recoupements entre ces identités dans les habitudes de FCEA, les opinions et les attitudes à l'égard de l'alcool.

Bien que les Repères canadiens sur l'alcool et la santé adoptent une approche universelle fondée sur les risques, le rapport de 2023 souligne l'importance des écarts entre les sexes en matière de consommation d'alcool, car l'alcool affecte différemment le corps des femmes et celui des hommes²⁴. Les femmes sont biologiquement plus sensibles aux effets néfastes de l'alcool sur la santé, tant aigus que chroniques, à des niveaux de consommation plus faibles et plus rapidement que les hommes^{25,26}. Au Canada, les taux de maladies hépatiques liées à l'alcool et d'hospitalisations attribuables à l'alcool ont augmenté plus fortement chez les jeunes femmes adultes que chez les hommes dans les dernières années^{27,28,29}. La FCEA est également un facteur de risque bien établi pour le cancer du sein chez les femmes, même après prise en compte de la consommation cumulative d'alcool, l'exposition entre l'apparition des premières règles et la première grossesse menée à terme étant plus fortement liée au cancer du sein préménopausique³⁰. Ces tendances en matière de FCEA chez les jeunes soulignent le besoin urgent de stratégies globales, spécifiques au sexe et tenant compte des questions de genre, afin de prévenir et gérer la consommation d'alcool. Les stratégies à l'échelle de la population qui portent sur le prix, la disponibilité et la commercialisation de l'alcool sont essentielles pour réduire la consommation d'alcool par habitant et la FCEA, ainsi que pour minimiser les méfaits liés à l'alcool³¹. L'intégration de dépistages systématiques de la consommation d'alcool et d'interventions brèves, comprenant une rétroaction personnalisée et des informations sur l'alcool et la santé, dans les structures de santé familiales, communautaires et sur les campus universitaires, offre une approche réalisable et efficace pour établir et réduire la consommation, en particulier chez les jeunes femmes adultes susceptibles de se présenter pour d'autres problèmes de santé^{32,33}. Les étiquettes d'avertissement de santé obligatoires sur les contenants d'alcool se sont également révélées efficaces pour sensibiliser les consommateurs aux risques liés à l'alcool, réduire la consommation d'alcool et contrer les efforts publicitaires de l'industrie³⁴⁻³⁶. Enfin, le renforcement du suivi de la consommation d'alcool au sein des différents groupes démographiques permettra de développer davantage de politiques et de pratiques de santé publique ciblées et équitables.

Points forts et limites

Notre étude présente des limites. Tout d'abord, le fait de s'appuyer sur des données autodéclarées concernant la FCEA peut entraîner des biais liés à la mémoire et à la désirabilité sociale^{37,38}. Toutefois, ce biais devrait rester relativement constant d'un cycle d'enquête à l'autre et ne devrait pas affecter les comparaisons dans le temps. Ensuite, l'ESCC peut présenter un biais de non-réponse (qui pourrait être plus important chez les personnes présentant une FCEA) et un biais de sélection (dû à l'exclusion de populations à haut risque, telles que les personnes en établissement ou en situation d'itinérance)³⁹. Bien que nous ayons utilisé des pondérations d'enquête pour corriger ces biais, nos résultats peuvent sous-estimer la FCEA et ne sont généralisables qu'à la population cible de l'ESCC. Enfin, avant 2019, l'ESCC ne faisait pas de distinction entre le sexe et le genre, les personnes interrogées étant invitées à s'identifier comme homme ou femme seulement. Cet élément reflète donc probablement un ensemble de facteurs à la fois biologiques et socioculturels⁴⁰.

Conclusion

Les données nationales indiquent que la prévalence d'une FCEA chez les adultes au Canada est restée stable, à environ 20 %, entre 2017 et 2023. Les hommes adultes ont systématiquement fait état d'une prévalence plus élevée de FCEA que les femmes. Toutefois, les écarts entre les sexes se sont réduits en 2022-2023 par rapport à 2017-2019 dans toutes les tranches d'âge, avec des signes de convergence, voire d'inversion, chez les jeunes adultes. La réduction des écarts entre les sexes s'explique à la fois par la hausse des taux de FCEA chez les femmes adultes et par la stabilité ou la baisse de ces taux chez les hommes de manière globale et dans la plupart des groupes d'âge. Les recherches futures devraient approfondir l'étude de la FCEA chez les jeunes adultes en tenant compte à la fois des variables liées au sexe et au genre, afin de mieux saisir l'hétérogénéité des habitudes de consommation d'alcool, des expériences vécues et des besoins qui y sont associés, et de contribuer à l'élaboration de politiques et de pratiques de santé publique plus ciblées et plus équitables.

Conflits d'intérêts

Aucun.

Financement

Cette étude est financée par la Société canadienne du cancer (subvention n° 707616) et les Instituts de recherche en santé du Canada.

Contributions des auteurs et avis

EH a conçu l'étude, mobilisé les ressources, supervisé les stagiaires et le personnel et rédigé la première version du manuscrit. LB a dirigé l'analyse formelle, a contribué à la rédaction de la première version du manuscrit puis à la révision et à l'édition de ce dernier. NS a contribué à l'analyse, a contribué à la rédaction de la première version du manuscrit puis à la révision et à l'édition de ce dernier. SHF, SF et BS ont contribué à la conception et à l'analyse ainsi qu'à la révision et l'édition du manuscrit.

Le contenu et les points de vue exprimés dans cet article sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position officielle du gouvernement du Canada.

Références

1. Rehm J, Gmel G Sr, Gmel G Jr, Hasan OSM, Imtiaz S, Popova S, et al. The relationship between different dimensions of alcohol use and the burden of disease: an update. *Addiction*. 2017;112(6):968-1001. <https://doi.org/10.1111/add.13757>
2. Brewer RD, Swahn MH. Binge drinking and violence. *JAMA*. 2005;294(5):616-618. <https://doi.org/10.1001/jama.294.5.616>
3. Statistique Canada. Tableau : 13-10-0096-11 : Consommation abusive d'alcool, selon le groupe d'âge [Internet]. Ottawa (Ontario) : Statistique Canada; 2023 [consultation le 21 août 2025]. En ligne à : https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1310009611&request_locale=fr
4. Andreacchi AT, Hobin E, Siddiqi A, Smith BT. Age, period, and cohort effects of heavy episodic drinking by sex/gender and socioeconomic position in Canada, 2000–2021. *Addiction*. 2024;119(12):2162-2173. <https://doi.org/10.1111/add.16641>

5. Sohi I, Chrystoja B, Rehm J, Wells S, Monteiro M, Ali S, et al. Changes in alcohol use during the COVID-19 pandemic and previous pandemics: a systematic review. *Alcohol Clin Exp Res.* 2022;46(4):498-513. <https://doi.org/10.1111/acer.14792>
6. Merlo A, Hendriksen P, Severeijns N, Garssen J, Burce G, Verster JC. Alcohol consumption during the COVID-19 pandemic: a critical review. *Hum Psychopharmacol Clin Exp.* 2025;40(2):e70004. <https://doi.org/10.1002/hup.70004>
7. Shuey B, Wen H, Suda K, Burnett A, Wharam JF, Anderson T, et al. Sex-based differences in binge and heavy drinking among US adults. *JAMA Women's Health.* 2025;333(20):1831-1833. <https://doi.org/10.1001/jama.2025.2726>
8. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Composante annuelle (ESCC), 2023 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2023 [consultation le 21 août 2025]. En ligne à : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=1496481
9. Statistique Canada. Consommation abusive d'alcool, 2018 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2019 [consultation le 28 août 2025]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/82-625-x/2019001/article/00007-fra.htm>
10. Santé Canada. Consommation de substances chez les étudiants de niveau postsecondaire au Canada, 2021-2022 : résumé [Internet]. Ottawa (ON) : Santé Canada; 2023 [consultation le 21 août 2025]. En ligne à : <https://sante-infobase.canada.ca/consommation-de-substances/rapports/eccadeep/>
11. Charrier L, van Dorsselaer S, Canale N, Baska T, Biljana K, Comoretto RI, et al. A focus on adolescent substance use in Europe, central Asia and Canada: Health Behaviour in School-aged Children international report from the 2021/2022 survey. Vol. 3. Genève (CH) : Organisation mondiale de la santé, 2024. En ligne à : <https://iris.who.int/handle/10665/376573>
12. OCDE. Preventing harmful alcohol use. OECD Health Policy Studies. Paris (FR) : Éditions OCDE; 2021. En ligne à : <https://doi.org/10.1787/6e4b4ffb-en>
13. Gruzca RA, Sher KJ, Kerr WC, Krauss MJ, Lui CK, McDowell YE, et al. Trends in adult alcohol use and binge drinking in the early 21st-century United States: a meta-analysis of 6 national survey series. *Alcohol Clin Exp Res.* 2018;42(10):1939-1950. <https://doi.org/10.1111/acer.13859>
14. McCaul ME, Roach D, Hasin DS, Weisner C, Chang G, Sinha R. Alcohol and women: a brief overview. *Alcohol Clin Exp Res.* 2019;43(5):774-779. <https://doi.org/10.1111/acer.13985>
15. Slade T, Chapman C, Swift W, Keyes K, Tonks Z, Teesson M. Birth cohort trends in the global epidemiology of alcohol use and alcohol-related harms in men and women: systematic review and metaregression. *BMJ Open.* 2016; 6(10):e011827. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-011827>
16. Organisation mondiale de la santé (OMS). Gender-responsive approaches to the acceptability, availability and affordability of alcohol. Genève (CH) : OMS; 2024. En ligne à : <https://www.who.int/publications/i/item/9789240090125>
17. Atkinson AM, Meadows BR, Emslie C, Lyons A, Sumnall HR. "Pretty in pink" and "girl power": an analysis of the targeting and representation of women in alcohol brand marketing on Facebook and Instagram. *Int J Drug Policy.* 2022;101:103547. <https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2021.103547>
18. Wilsnack RW, Wilsnack SC, Gmel G, Kantor LW. Gender differences in binge drinking. *Alcohol Res.* 2018;39(1):57-76. <https://doi.org/10.35946/arcr.v39.1.09>
19. Atkinson AM, Sumnall HR. "If I don't look good, it just doesn't go up": a qualitative study of young women's drinking cultures and practices on social network sites. *Int J Drug Policy.* 2016;38:50-62. <https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2016.10.019>
20. Guinle M, Sinha R. The role of stress, trauma, and negative affect in alcohol misuse and alcohol use disorder in women. *Alcohol Res.* 2020;40(2):05. <https://doi.org/10.35946/arcr.v40.2.05>
21. Statistique Canada. Tableau 1 – Consommation de cannabis au cours des 12 mois précédents et consommation quotidienne de cannabis selon le groupe d'âge et le genre, 2023 [Internet]. Ottawa (ON) : Statistique Canada; 2023 [consultation le 21 août 2025]. En ligne à : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/240318/t001e-fra.htm>
22. Hobin E, Weerasinghe A, Boniface S, Englund A, Wadsworth E, Hammond D. Cause of cannabis and alcohol before and after Canada legalized nonmedical cannabis: a repeat cross-sectional study. *J Psychopharmacol.* 2023;37(5):462-471. <https://doi.org/10.1177/02698811231161583>
23. Babor T, Casswell C, Graham K, Huckle T, Livingston M, Osterberg E, et al. Alcohol: no ordinary commodity. 3^e éd. Oxford (UK) : Oxford University Press; 2022.
24. Paradis C, Butt P, Shield K, Poole N, Wells S, Naimi T, et al.; Groupes d'experts scientifiques des Directives sur la consommation d'alcool à faible risque. Repères canadiens sur l'alcool et la santé : rapport final. Ottawa (ON) : Centre canadien sur les dépendances et l'usage de substances; 2023. https://www.ccsa.ca/sites/default/files/2023-01/CCSA_Canada_Guidance_on_Alcohol_and_Health_Final_Report_fr_0.pdf
25. Kirpich IA, McClain CJ, Vatsalya V, Schwandt M, Phillips M, Falkner KC et al. Liver injury and endotoxemia in male and female alcohol-dependent individuals admitted to an alcohol treatment program. *Alcohol Clin Exp Res.* 2017;41(4):747-757. <https://doi.org/10.1111/acer.13346>
26. Erol A, Karpyak V. Sex- and gender-related differences in alcohol use and its consequences: contemporary knowledge and future research considerations. *Drug Alcohol Depend.* 2015; 156:1-13. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2015.08.023>

27. Flemming JA, Djerboua M, Chapman O, Ayonrinde O, Terrault NA. Epidemiology and outcomes of alcohol-associated hepatitis in adolescents and young adults. *JAMA Netw Open*. 2024;7(12):e2452459. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2024.52459>
28. Smith BT, Schoer N, Sherk A, Thielman J, McKnight A, Hobin E. Trends in alcohol-attributable hospitalizations and emergency department visits by age, sex, drinking group, and health condition in Ontario, Canada. *Drug Alcohol Rev*. 2023;42(4):926-937. <https://doi.org/10.1111/dar.13629>
29. Shi Y, Macrae K, de Groh M, Thompson W, Stockwell T. Mortality and hospitalizations fully attributable to alcohol use before versus during the COVID-19 pandemic in Canada. *CMAJ*. 2025;197(4):E87-95. <https://doi.org/10.1503/cmaj.241146>
30. Liu Y, Nguyen N, Colditz GA. Links between alcohol consumption and breast cancer: a look at the evidence. *Women's Health*. 2015;11(1):65-77. <https://doi.org/10.2217/whe.14.62>
31. Organisation mondiale de la Santé (OMS). About SAFER. Genève (CH) : OMS; [consultation le 20 février 2026]. En ligne à : <https://www.who.int/initiatives/SAFER/about>
32. Wood E, Bright J, Hsu K, Goel N, Ross JWG, Hanson A, et al. Canadian Alcohol Use Disorder Guideline Committee. Canadian guideline for the clinical management of high-risk drinking and alcohol use disorder. *CMAJ*. 2023;195(40):E1364-1379. <https://doi.org/10.1503/cmaj.230715>
33. Fachini A, Aliane PP, Martinez EZ, Furtado EF. Efficacy of brief alcohol screening intervention for college students (BASICS): a meta-analysis of randomized controlled trials. *Subst Abuse Treat Prev Policy*. 2012;7:40. <https://doi.org/10.1186/1747-597X-7-40>
34. Hobin E, Weerasinghe A, Vallance K, Hammond D, McGavock J, Greenfield TK, et al. Testing alcohol labels as a tool to communicate cancer risk to drinkers: a real-world quasi-experimental study. *J Stud Alcohol Drugs*. 2020; 81(2):249-261. <https://doi.org/10.15288/jsad.2020.81.249>
35. Zhao J, Stockwell T, Vallance K, Hobin E. The effects of alcohol warning labels on population alcohol consumption: an interrupted time series analysis of alcohol sales in Yukon, Canada. *J Stud Alcohol Drugs*. 2020;81(2):225-237. <https://doi.org/10.15288/jsad.2020.81.249>
36. Hobin E, Thielman J, Forbes SM, Poon T, Bélanger-Gravel A, Demers-Potvin E, et al. Can a health warning label diminish the persuasive effects of health-oriented nutrition advertising on ready-to-drink alcohol product packaging? A randomized experiment. *Addiction*. 2024;119(7):1238-1252. <https://doi.org/10.1111/add.16475>
37. Dawson DA. Methodological issues in measuring alcohol use. *Alcohol Res Health*. 2003;27(1):18-29.
38. Boniface S, Shelton N. How is alcohol consumption affected if we account for underreporting? A hypothetical scenario. *Eur J Public Health*. 2013; 23:1076-1081. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckt016>
39. Rehm J, Kilian C, Rovira P, Shield KD, Manthey J. The elusiveness of representativeness in general population surveys for alcohol. *Drug Alcohol Rev*. 2021;40(2):161-165. <https://doi.org/10.1111/dar.13148>
40. Johnson JL, Greaves L, Repta R. Better science with sex and gender: facilitating the use of a sex and gender-based analysis in health research. *Int J Equity Health*. 2009;8(1):14. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-8-14>

