

## Recherche quantitative originale

# Différences entre les sexes quant à l'association longitudinale entre classes latentes multiniveaux de comportements à risque associés aux maladies chroniques et indice de masse corporelle chez les adolescents

Nour Hammami, Ph. D. (1); Ashok Chaurasia, Ph. D. (2); Philip Bigelow, Ph. D. (2); Scott T. Leatherdale, Ph. D. (2)

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

 Diffuser cet article sur Twitter

### Résumé

**Introduction.** Peu d'études ont évalué la relation entre des comportements à risque associés aux maladies chroniques et l'indice de masse corporelle (IMC) dans un contexte longitudinal sexospécifique. Cette étude s'appuie sur des analyses sexospécifiques pour évaluer dans quelle mesure des classes latentes de comportements à risque associés aux maladies chroniques fixées au départ sont liées à l'IMC et au statut pondéral lors du suivi.

**Méthodologie.** Des données longitudinales provenant de 4 510 élèves de la 9<sup>e</sup> à la 12<sup>e</sup> année, suivis de 2013 à 2015 dans le cadre de l'étude COMPASS, ont servi à évaluer les différences entre les sexes dans l'association décalée entre des classes latentes déterminées au départ (d'activité physique et de consommation de substances) et l'IMC lors des phases ultérieures au moyen de modèles multiniveaux à effets mixtes. Nos modèles de régression multiniveaux ont permis d'évaluer l'association entre deux classes latentes, les jeunes expérimentateurs actifs et les jeunes inactifs qui ne consomment pas, et l'IMC, lorsque les données sont stratifiées selon le sexe.

**Résultats.** Les garçons inactifs qui ne consomment pas ont été associés à un IMC continu plus élevé de 0,29 (IC à 95 % : 0,057 à 0,53) ainsi qu'à une probabilité d'embonpoint ou d'obésité supérieure de 72 % (RC = 1,72; IC à 95 % : 1,2 à 2,4) pour l'IMC binaire lors du suivi par rapport aux garçons actifs qui expérimentent la consommation de substances. Aucune association significative n'a été décelée chez les filles.

**Conclusion.** Au fil du temps, l'activité physique joue un rôle protecteur relativement à l'IMC chez les garçons. La consommation de substances et l'inactivité physique devraient toutes deux être ciblées par les efforts de prévention de l'obésité. La stratification selon le sexe dans les analyses est également importante, car l'augmentation de l'IMC dépend de facteurs différents chez les garçons et chez les filles.

**Mots-clés :** *comportements à risque associés aux maladies chroniques, consommation de substances, activité physique, sexe, IMC, obésité, embonpoint, adiposité*

### Introduction

L'embonpoint et l'obésité sont en progression chez les jeunes : 27 % des enfants canadiens ont été classés comme faisant de l'embonpoint ou étant obèses en 2013<sup>1</sup>.

L'obésité juvénile se poursuit à l'âge adulte, augmentant alors le risque de maladies chroniques<sup>2,3</sup>. Le fait que l'indice de masse corporelle (IMC) diminue chez les jeunes au fil du temps (chez les garçons plus que chez les filles) mais pas

### Points saillants

- Environ 20 % des jeunes qui faisaient de l'embonpoint ou étaient obèses avaient un indice de masse corporelle (IMC) normal un an plus tard.
- Des augmentations de l'IMC et de la probabilité de faire de l'embonpoint ou de devenir obèse ont été observées chez les garçons inactifs qui ne consommaient pas de substances, comparativement à leurs pairs actifs qui consommaient des substances. Aucune association n'a été décelée chez les filles.
- Chez les garçons, l'activité physique semble jouer un rôle dans le maintien de l'IMC, et ce, malgré la consommation de substances.

chez les adultes souligne l'importance des efforts de prévention visant ce groupe d'âge<sup>1,4,5</sup>.

Malgré les efforts de prévention et d'intervention en santé publique, l'IMC augmente au sein de plusieurs populations, dont chez les jeunes canadiens<sup>5,6</sup>. De nombreux facteurs contribuent à l'embonpoint et à l'obésité, en particulier les comportements à risque associés aux maladies chroniques (CRMC) comme l'inactivité physique ou la consommation excessive occasionnelle d'alcool<sup>7,8</sup>. Dans le cadre de la recherche de Laxer et ses collaborateurs<sup>6</sup>, des données longitudinales (2012 à

### Rattachement des auteurs :

1. Institut des politiques sociales et de la santé, Université McGill, Montréal (Québec), Canada
2. École de santé publique et des systèmes de santé, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada

**Correspondance :** Nour Hammami, Université McGill, Institut des politiques sociales et de la santé, 1130, avenue des Pins Ouest, Montréal (Québec) H3A 1A3; tél. : 514 398-6764; courriel : [nour.hammami@mail.mcgill.ca](mailto:nour.hammami@mail.mcgill.ca)

2014) tirées de l'étude COMPASS (Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour) ont été utilisées pour évaluer l'effet de 15 CRMC (dont l'inactivité physique, les choix alimentaires, la sédentarité et la consommation de substances) déterminés au début de l'étude (au moyen de classes latentes) sur l'IMC au fil des ans, en tenant compte du sexe. Les auteurs ont constaté que l'IMC augmentait en moyenne de 0,61 unité par année, mais les chercheurs n'ont pas été en mesure de déterminer une classe latente particulière présentant un risque plus élevé d'augmentation de l'IMC.

Devis-Devis et ses collaborateurs<sup>4</sup> et Jackson et Cunningham<sup>9</sup> n'ont trouvé aucune association entre les classes latentes de CRMC et l'obésité et ont recommandé un examen plus approfondi<sup>4</sup>. Une limite commune à ces deux études est qu'elles n'ont porté que sur l'activité physique, la sédentarité et l'alimentation<sup>4,10</sup>, en dépit d'éléments indiquant que les consommateurs de substances (c.-à-d. les fumeurs et les consommateurs de marijuana) sont plus susceptibles de faire de l'embonpoint ou d'être obèses que leurs homologues ne consommant pas de substances<sup>11-13</sup>.

Une autre lacune notable des recherches antérieures a été l'absence d'évaluation du rôle du sexe dans l'association entre les CRMC et l'obésité<sup>6,9,14,15</sup>. Par exemple, Laxer et ses collaborateurs ont signalé une augmentation plus élevée de l'IMC chez les garçons, mais n'ont effectué aucune modélisation sexospécifique<sup>6</sup>. D'autres études ont montré des différences entre les sexes en ce qui a trait à l'IMC<sup>16,17</sup> et à l'adoption de CRMC, dont l'inactivité physique et la consommation de substances<sup>17,18</sup>, ce qui justifie le recours à des modèles sexospécifiques. La recherche a également révélé que l'inactivité physique et la consommation de substances jouent un rôle dans l'embonpoint et l'obésité chez les jeunes<sup>14,15,17,19,20</sup>, montrant l'importance d'intégrer à la fois la consommation de substances et les analyses stratifiées selon le sexe dans la recherche sur l'obésité chez les jeunes.

Compte tenu des lacunes notables dans la littérature sur l'obésité, Hammami et ses collaborateurs<sup>17</sup> ont établi des classes latentes de CRMC (inactivité physique, consommation excessive occasionnelle d'alcool, consommation de marijuana et

tabagisme) en 2013-2015 et ont effectué une régression de l'IMC par rapport à ces trois classes (par analyses transversales répétées) chez les jeunes de l'Ontario (Canada) participant à l'étude COMPASS. Les auteurs ont constaté que, chez les filles, les classes latentes incluant l'inactivité et la consommation de substances étaient associées à une probabilité plus élevée d'embonpoint ou d'obésité que chez les filles actives qui ne consommaient pas de substances, mais qu'en revanche, chez les garçons, l'activité et l'expérimentation avec la consommation de substances étaient associés à une probabilité plus élevée d'embonpoint ou d'obésité par rapport aux garçons inactifs qui ne consommaient pas<sup>17</sup>.

Toutefois, on ne sait pas si les garçons et les filles de ces classes latentes avaient des IMC plus élevés par rapport à leurs homologues n'en faisant pas partie au moment du suivi. Or cette information est cruciale pour les programmes de prévention de l'obésité et de la consommation de substances, parce que les CRMC sont modifiables, et le fait de s'y attaquer pendant que les jeunes sont à l'école peut aider à réduire l'incidence des facteurs associés à un IMC élevé ou en augmentation. Dans ce cadre, notre étude avait pour but d'examiner, chez les participants de l'étude COMPASS en Ontario (Canada), l'association entre certaines classes latentes de CRMC – soit l'inactivité physique, la consommation excessive occasionnelle d'alcool, la consommation de marijuana et le tabagisme – et l'IMC, et ce, en tenant compte du sexe.

## Méthodologie

L'étude COMPASS est une vaste étude longitudinale (2012 à 2021) qui recueille des données sur les comportements et sur les résultats d'élèves du secondaire au Canada. De plus amples renseignements sur l'étude COMPASS (<http://www.compass.uwaterloo.ca>) sont disponibles ailleurs<sup>21</sup>.

Notre étude s'appuie sur trois des vagues de données de COMPASS en Ontario. La vague 1 a été recueillie durant l'année scolaire 2013-2014, la vague 2 durant l'année scolaire 2014-2015 et la vague 3 durant l'année scolaire 2015-2016. Conformément aux recherches antérieures<sup>6,17</sup>, nous avons choisi de concentrer notre attention sur les données de l'Ontario, car celles-ci forment 92 % des observations

pour ces vagues de données au sein de l'étude COMPASS.

## Participants

Au total, 41 734 jeunes de 9<sup>e</sup>, 10<sup>e</sup>, 11<sup>e</sup> ou 12<sup>e</sup> année ont répondu au questionnaire destiné aux élèves lors de la vague 1, 39 013 lors de la vague 2 et 37 106 lors de la vague 3. La plupart des élèves qui n'ont pas répondu (respectivement 20,9 %, 21,6 % et 20,1 % pour les vagues 1, 2 et 3) étaient absents de l'école le jour où le questionnaire a été rempli. Les élèves ont été recrutés dans des écoles qui autorisent l'utilisation de protocoles d'information active et de consentement passif (respectivement 79, 78 et 72 écoles pour les vagues 1, 2 et 3). Outre l'approbation des écoles et des conseils scolaires, le Bureau d'éthique de la recherche de l'Université de Waterloo a approuvé toutes les procédures. Le consentement passif a été obtenu des participants.

Les écoles ayant participé à au moins deux des trois vagues (soit 70 écoles à chaque vague) ont été incluses dans cette étude, de même que les jeunes ayant répondu au questionnaire plus d'une fois ( $n = 6594$ ).

## Mesures

### Indice de masse corporelle (variable dépendante)

Nous avons calculé l'IMC à l'aide de données autodéclarées sur la taille et le poids. Nous avons utilisé les valeurs seuils de l'IMC fournies par l'Organisation mondiale de la santé<sup>22</sup> selon l'âge et le sexe, en fonction de l'âge de notre échantillon. Les mesures utilisées pour déterminer l'IMC chez les participants de l'étude COMPASS ont déjà été validées (coefficient de corrélation intraclasse [CCI] = 0,84)<sup>23</sup>.

L'IMC calculé à chaque point dans le temps variait entre 10 et 49,9 kg/m<sup>2</sup>, ce qui laisse supposer la présence de valeurs aberrantes. Après avoir éliminé les valeurs aberrantes aux extrémités de 1 % et 99 % de la fourchette, l'IMC se situait entre 15,5 et 35,9. L'IMC a été utilisé à la fois en tant que variable continue et en tant que résultat binaire (sous forme de statut pondéral) à des fins de comparaison. Nous avons utilisé le statut pondéral en fonction du seuil de l'IMC (embonpoint ou obésité par rapport à poids normal) car les jeunes classés comme faisant de l'embonpoint et ceux étant obèses présentent des risques

similaires de maladies chroniques futures<sup>24</sup>. Cette méthode est, en outre, conforme aux études publiées précédemment<sup>15,17,25</sup>.

### **Comportements à risque associés aux maladies chroniques (variables indépendantes)**

Les mesures de CRMC et la procédure d'analyse multiniveau des classes latentes sont décrites brièvement ci-dessous (pour de plus amples renseignements, consulter Hammami et ses collaborateurs<sup>17</sup>).

#### **Activité physique**

Nous avons décrit les jeunes comme étant physiquement actifs s'ils se conformaient aux *Directives canadiennes en matière de mouvement sur 24 heures pour les enfants et les jeunes*<sup>17,26</sup>.

#### **Comportements de consommation de substances**

L'identification des fumeurs reposait sur les réponses à deux questions du questionnaire : on demandait 1) si les répondants avaient déjà fumé 100 cigarettes entières ou plus au cours de leur vie et 2) combien de jours au cours des 30 derniers jours les répondants avaient fumé une ou plusieurs cigarettes. Les élèves ayant répondu « oui » à la première question et ayant déclaré avoir fumé au cours des 30 jours précédents ont été considérés comme fumeurs<sup>17,27</sup>.

Pour cibler le comportement de consommation excessive occasionnelle d'alcool, on a demandé aux répondants combien de fois ils avaient bu cinq consommations d'alcool ou plus en une même occasion au cours des douze derniers mois. Ceux qui avaient bu cinq verres ou plus au moins une fois au cours du dernier mois ont été considérés comme buveurs excessifs<sup>17,28,29</sup>.

On a demandé aux répondants d'indiquer combien de fois ils avaient consommé de la marijuana ou du cannabis au cours des douze derniers mois. Ceux qui ont répondu avoir consommé de la marijuana au cours du dernier mois ont été considérés comme consommateurs de marijuana<sup>17,28,29</sup>.

### **Classes latentes de comportements à risque associés aux maladies chroniques (CRMC)**

Nous avons effectué antérieurement une analyse multiniveau des classes latentes en utilisant des modèles sexospécifiques pour les vagues 1 à 3 des données de cette étude afin d'évaluer de façon indépendante la cohérence au fil du temps des profils de CRMC identifiés<sup>17</sup>. Les résultats ont suggéré soit deux classes latentes

(les expérimentateurs actifs et les non-consommateurs inactifs), soit trois classes latentes (les expérimentateurs actifs, les non-consommateurs inactifs et les consommateurs inactifs).

Pour nous assurer que les classes étudiées au fil du temps (en ce qui concerne leur association avec l'IMC) étaient comparables, nous avons supposé que les classes étaient fixes en nombre et en type<sup>30</sup>. Puisque toutes les vagues de notre étude comportaient au moins deux classes latentes, nous avons effectué nos analyses longitudinales au moyen d'un modèle parcimonieux de deux classes latentes d'élèves, cette parcimonie facilitant de plus l'interprétation et la communication des résultats.

#### **Autres variables : ethnicité et sexe**

Nous avons déterminé l'ethnicité en nous basant sur les réponses à la question « Comment vous décririez-vous? » du questionnaire destiné aux élèves. Les réponses possibles étaient « Blanc », « Noir », « Asiatique », « Autochtone (Premières Nations, Métis, Inuit) », « Latino-Américain/Hispanique » ou « Autre ». Nous avons regroupé les ethnies non blanches, car elles ne formaient ensemble qu'environ 25 % de l'échantillon. Dans ces analyses, l'ethnicité n'est utilisée que comme variable de contrôle.

Nous avons déterminé le sexe en nous basant sur les réponses à la question « Êtes-vous de sexe masculin ou féminin? », dont les choix de réponse étaient « masculin » et « féminin ».

#### **Analyses statistiques**

Pour obtenir les statistiques descriptives des variables, nous avons calculé les fréquences et les pourcentages selon le sexe pour les variables catégorielles d'intérêt et les moyennes et les écarts-types pour les variables continues. Toutes les analyses ont été réalisées au moyen du logiciel statistique SAS, version 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis), avec un seuil de signification de  $p < 0,05$ .

Une analyse exploratoire bivariée a été effectuée au moyen du test de McNemar pour évaluer la mesure dans laquelle les jeunes ont changé de catégorie de statut pondéral et de classe latente

(c.-à-d. les transitions) au cours de vagues consécutives.

Nous avons utilisé des modèles de régression à effets mixtes stratifiés selon le sexe pour évaluer l'association longitudinale entre les classes latentes (décalées) de CRMC et l'IMC (au moment du suivi). Dans ces modèles, l'IMC a été classé de deux façons : comme IMC continu et comme IMC binaire (embonpoint ou obésité par rapport à poids normal). Tous les modèles mixtes ont été corrigés pour tenir compte à la fois de la structure hiérarchique des données et des prédicteurs suivants : IMC (lors de la vague antérieure), ethnicité (au début), niveau scolaire (lors de la vague actuelle) et année.

Tous les modèles de régression à effets mixtes ont limité l'analyse aux schémas monotones de données manquantes dans les résultats par la méthode du maximum de vraisemblance, en se basant sur l'hypothèse que les données « sont manquantes de façon aléatoire »<sup>31</sup>. Au total, 4 510 jeunes ont répondu à au moins deux questionnaires destinés aux élèves au cours des trois vagues (avec un schéma monotone de données manquantes sur l'IMC) et ont donc été inclus dans les analyses.

## **Résultats**

### **Participants à l'étude**

Pour les 3 vagues, les filles formaient 51,1 % des élèves du secondaire ayant répondu (tableau 1). L'IMC moyen lors de la vague 1 était de 21,0 chez les filles et de 21,6 chez les garçons (ce qui correspond à un poids normal). Les estimations étaient semblables pour les vagues 2 (filles, 21,6; garçons, 22,4) et 3 (filles, 21,9; garçons, 22,9).

Plus de la moitié des filles ont déclaré avoir un IMC normal (respectivement 55,2 %, 55,0 % et 55,2 % pour les vagues 1, 2 et 3). Cette proportion était supérieure à celle des garçons ayant déclaré avoir un IMC normal (respectivement 44,8 %, 45,0 % et 44,8 %). Logiquement, les garçons ont déclaré des taux plus élevés d'embonpoint ou d'obésité (61,7 %, 61,1 % et 61,5 % respectivement) que leurs homologues de sexe féminin (38,3 %, 39,9 % et 38,5 % respectivement).

**TABEAU 1**  
Statistiques sommaires sur les résultats longitudinaux et les covariables, selon le sexe,  
chez les élèves du secondaire de la 9<sup>e</sup> à la 12<sup>e</sup> année, étude COMPASS (Ontario, Canada)

Caractéristiques démographiques	Participants à l'étude, % (n) <sup>a</sup>					
	Vague 1		Vague 2		Vague 3	
	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons
Répartition des sexes	51,1 (2 307)	48,9 (2 203)	51,1 (2 307)	48,9 (2 203)	51,1 (2 307)	48,9 (2 203)
Ethnicité						
Blanc	51,5 (1 826)	48,5 (1 721)	—	—	—	—
Non blanc	50,2 (474)	49,8 (470)	—	—	—	—
Niveau						
9 <sup>e</sup> année	50,7 (1 551)	49,3 (1 505)	—	—	—	—
10 <sup>e</sup> année	53,0 (724)	47,0 (643)	50,7 (1 541)	49,3 (1 500)	—	—
11 <sup>e</sup> année	36,8 (32)	63,2 (55)	53,1 (728)	46,9 (643)	50,7 (1 532)	49,3 (1 488)
12 <sup>e</sup> année	—	—	37,4 (31)	62,6 (52)	52,3 (747)	47,7 (682)
Statut pondéral (IMC binaire) <sup>b</sup>						
Normal	55,2 (1 896)	44,8 (1 541)	55,0 (1 782)	45,0 (1 457)	55,2 (1 642)	44,8 (1 334)
Embonpoint ou obésité	38,3 (411)	61,7 (662)	39,9 (413)	61,1 (648)	38,5 (362)	61,5 (578)
IMC continu (É.-T.)	21,0 (3,1)	21,6 (3,4)	21,6 (3,2)	22,4 (3,5)	21,9 (3,2)	22,9 (3,5)
Classes latentes						
Expérimentateurs actifs	59,0 (128)	41,0 (89)	49,9 (253)	50,1 (254)	46,0 (354)	54,0 (415)
Non-consommateurs inactifs	50,8 (2 179)	49,2 (2 114)	51,3 (2 054)	48,7 (1 949)	52,2 (1 953)	47,8 (1 788)

**Abréviations :** COMPASS, Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour; É.-T., écart-type; IMC, indice de masse corporelle.

<sup>a</sup> Pour les variables catégorielles, on présente les pourcentages et la taille de l'échantillon et, pour les variables continues, la moyenne et l'écart-type.

<sup>b</sup> Les catégories d'IMC étaient spécifiques selon l'âge et le sexe, conformément aux fiches de croissance de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS)<sup>22</sup>.

### Transitions dans le statut pondéral

La plupart des jeunes classés comme ayant un poids normal sont demeurés dans cette catégorie au moment du suivi (vague 1 à 2 : chez les filles 92,8 % et chez les garçons 89,5 %; vague 2 à 3 : chez les filles 95 % et chez les garçons 90,3 %) (tableau 2). La plupart des jeunes classés au départ comme faisant de l'embonpoint ou étant obèses sont demeurés dans cette catégorie au cours des vagues consécutives (vague 1 à 2 : chez les filles 75,1 % et chez les garçons 78,4 %; vague 2 à 3 : chez les filles 78,4 % et chez les garçons 77,7 %).

Une plus faible proportion de filles que de garçons ont déclaré être passés d'un poids normal à l'embonpoint ou à l'obésité au moment du suivi (vague 1 à 2 : chez les filles 7,2 %, chez les garçons 10,5 %; vague 2 à 3 : chez les filles 5,0 %, chez les garçons 9,7 %). Une plus grande proportion de filles sont passées de l'embonpoint ou de l'obésité à un poids normal au moment du suivi (vague 1 à 2 : chez les filles 24,9 %, chez les garçons 21,6 %; vague 2 à 3 : chez les filles 21,6 %, chez les garçons 22,3 %). Ces transitions ont

été considérées comme significatives uniquement chez les filles de la vague 1 à la vague 2.

### Transitions entre les classes latentes

La plupart des expérimentateurs actifs n'ont pas changé de classe au moment du suivi (vague 1 à 2 : filles 71,9 % et garçons 71,9 %; vague 2 à 3 : filles 70,7 % et garçons 70,9 %) (tableau 3). De même, les non-consommateurs inactifs ne consommaient toujours pas de substances au moment du suivi (vague 1 à 2 : filles 92,6 % et garçons 91,0 %; vague 2 à 3 : filles 91,5 % et garçons 87,9 %).

La transition du statut d'expérimentateur actif au statut de non-consommateur inactif s'est produite à des taux plus élevés que la transition inverse, c'est-à-dire du statut de non-consommateur inactif au statut d'expérimentateur actif (vague 1 à 2 : filles 28,1 % et garçons 28,1 %; vague 2 à 3 : filles 29,3 % et garçons 29,1 %). Une statistique significative du test du chi carré de McNemar ( $p < 0,0001$ ) suggère des transitions statistiquement significatives dans les classes latentes de

CRMC chez les jeunes sur une période d'un an.

### Analyses de régression longitudinales

Les garçons non-consommateurs inactifs lors d'une vague antérieure ont été associés à une augmentation moyenne de 0,29 de l'IMC continu au moment du suivi par rapport aux expérimentateurs actifs (intervalle de confiance [IC] à 95 % : 0,057 à 0,53) (tableau 4). Lorsque le statut pondéral a été utilisé comme résultat, les garçons non-consommateurs inactifs ont été associés à une probabilité 72 % plus élevée d'embonpoint ou d'obésité comparativement aux expérimentateurs actifs (RC = 1,72, IC à 95 % : 1,2 à 2,4). Aucune association significative n'a été décelée chez les filles.

### Analyse

En nous appuyant sur des recherches antérieures<sup>17</sup>, nous avons effectué une analyse longitudinale pour évaluer les différences entre les sexes dans l'association des CRMC déterminées au départ et de l'IMC au moment du suivi. Notre évaluation montre qu'au moment du suivi, l'IMC



**TABEAU 2**  
Transitions dans le statut pondéral au cours de vagues consécutives (vague 1 à 2 et vague 2 à 3), selon le sexe, chez les élèves du secondaire de la 9<sup>e</sup> à la 12<sup>e</sup> année, étude COMPASS (Ontario, Canada)

Population		Statut binaire de l'IMC <sup>a</sup> , % (n)		Chi carré de McNemar
		Normal	Embonpoint ou obésité	
		Vague 2		
Vague 1	Filles			
	Normal	92,8 (1 688)	7,2 (130)	5,78*
	Embonpoint ou obésité	24,9 (94)	75,1 (283)	
	Garçons			
	Normal	89,5 (1 321)	10,5 (155)	1,24
Embonpoint ou obésité	21,6 (136)	78,4 (493)		
		Vague 3		
Vague 2	Filles			
	Normal	95,0 (1 565)	5,0 (82)	0,16
	Embonpoint ou obésité	21,6 (77)	78,4 (280)	
	Garçons			
	Normal	90,3 (1 205)	9,7 (129)	0
Embonpoint ou obésité	22,3 (129)	77,7 (449)		

**Abréviations :** COMPASS, Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour; IMC, indice de masse corporelle.

<sup>a</sup> Les catégories d'IMC étaient spécifiques selon l'âge et le sexe, conformément aux fiches de croissance de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS)<sup>22</sup>.

\*  $p < 0,05$ .

**TABEAU 3**  
Transitions dans les classes latentes au cours de vagues consécutives (vague 1 à 2 et vague 2 à 3), selon le sexe, chez les élèves du secondaire de la 9<sup>e</sup> à la 12<sup>e</sup> année, étude COMPASS (Ontario, Canada)

Population		Classes latentes de comportements à risque associés aux maladies chroniques, % (n)		Chi carré de McNemar
		Expérimentateurs actifs	Non-consommateurs inactifs	
		Vague 2		
Vague 1	Filles			
	Expérimentateurs actifs	71,9 (92)	28,1 (36)	79,3***
	Non-consommateurs inactifs	7,4 (161)	92,6 (2 018)	
	Garçons			
	Expérimentateurs actifs	71,9 (64)	28,1 (25)	126,6***
Non-consommateurs inactifs	9,0 (190)	91,0 (1 924)		
		Vague 3		
Vague 2	Filles			
	Expérimentateurs actifs	70,7 (179)	29,3 (74)	41,0***
	Non-consommateurs inactifs	8,5 (175)	91,5 (1 879)	
	Garçons			
	Expérimentateurs actifs	70,9 (180)	29,1 (74)	83,9***
Non-consommateurs inactifs	12,1 (235)	87,9 (1 714)		

**Abréviation :** COMPASS, Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour.

\*\*\*  $p < 0,0001$ .

était plus élevé de 0,29 chez les garçons non-consommateurs inactifs que chez les expérimentateurs actifs, et qu'aucune association significative de la sorte n'est décelable chez les filles. En outre, les garçons non-consommateurs inactifs présentaient une probabilité 72 % plus élevée d'embonpoint ou d'obésité comparativement à leurs homologues plus actifs qui expérimentaient la consommation de substances.

Nos constatations soulignent l'importance des analyses stratifiées qui évaluent l'association entre les CRMC et l'IMC longitudinal, car il est peu probable que les résultats des analyses transversales de nos recherches antérieures<sup>17</sup> soient conformes aux résultats des analyses longitudinales.

La consommation de substances est associée à une prévalence et à une incidence plus élevées de l'obésité<sup>12,14,19,32</sup>. Nos résultats sont explicables en partie par la différence de niveau d'activité physique entre les deux classes. L'activité physique s'est avérée jouer un rôle protecteur contre l'obésité chez les garçons, mais pas chez les filles aux États-Unis<sup>33</sup>.

L'activité physique n'est pas le seul comportement qui entraîne des différences en matière d'embonpoint ou d'obésité. Les recherches montrent que les comportements malsains associés aux maladies chroniques contribuent collectivement à accroître l'IMC chez les jeunes. Un faible niveau d'activité physique n'est pas un facteur isolé : il est habituellement associé à un mauvais régime alimentaire et à un comportement sédentaire. La façon dont la recherche est menée devrait refléter cette réalité<sup>34-37</sup>.

La théorie des comportements problématiques (1977) explique que les jeunes qui adoptent un comportement problématique sont plus susceptibles d'adopter d'autres comportements problématiques en raison de leurs significations communes et des influences sociales qui entourent ces comportements<sup>38</sup>. Les recherches indiquent qu'un changement de comportement (positif ou négatif) est plus efficace lorsque tous les comportements sont ciblés simultanément plutôt que de façon isolée<sup>39</sup>. En outre, l'influence des pairs serait associée à des différences au niveau du régime alimentaire, de l'exercice et de l'IMC<sup>37,40</sup>. Les résultats d'études récemment menées en Europe suggèrent également que les expérimentateurs actifs sont susceptibles d'avoir

**TABEAU 4**  
**Estimations corrigées des modèles à effets mixtes<sup>a</sup> ayant servi à la régression de l'IMC par rapport aux classes latentes décalées, selon le sexe, chez les élèves du secondaire de la 9<sup>e</sup> à la 12<sup>e</sup> année, étude COMPASS (Ontario, Canada)**

Classes latentes lors de la vague antérieure	Coefficients de régression (IC à 95 %) <sup>b</sup>	RC (IC à 95 %) <sup>c</sup>
<b>Females</b>		
	Modèle 1	Modèle 2
Expérimentateur actif (réf.)		
Non-consommateur inactif	-0,0087 (-0,20 à 0,19)	0,85 (0,55 à 1,32)
<b>Males</b>		
	Modèle 3	Modèle 4
Expérimentateur actif (réf.)		
Non-consommateur inactif	0,29* (0,057 à 0,53)	1,72** (1,2 à 2,4)

**Abréviations :** COMPASS, Cohort Study on Obesity, Marijuana Use, Physical Activity, Alcohol Use, Smoking and Sedentary Behaviour; IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; RC, rapport de cotes; réf., référence.

<sup>a</sup> Tous les modèles sont corrigés pour l'IMC (lors de la vague antérieure), l'ethnicité (au moment du suivi), le niveau scolaire (au moment du suivi) et l'année.

<sup>b</sup> Coefficient de régression (IC à 95 %) tiré de la régression linéaire, avec l'IMC continu comme résultat.

<sup>c</sup> Rapport de cotes de la régression logistique, avec le poids normal comme catégorie de référence et un IMC binaire comme résultat.

\* $p < 0,05$ .

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

des amis expérimentateurs qui tendent à faire de l'activité physique dans leurs temps libres. On rapporte que les normes sociales perçues des athlètes ainsi que leur exposition accrue à l'alcool, attribuable à la publicité sur l'alcool présente au cours des événements sportifs, jouent un rôle important dans leur consommation d'alcool plus élevée par rapport à leurs pairs<sup>41,42</sup>. De même, les jeunes non-consommateurs inactifs sont susceptibles d'avoir des amis non-consommateurs qui ont des passe-temps sédentaires (p. ex. télévision, jeux vidéo)<sup>37</sup>.

Nos analyses indiquent une augmentation annuelle de l'IMC chez les deux sexes, ce qui est conforme aux recherches antérieures<sup>5,6</sup>, mais les prédicteurs de l'augmentation annuelle diffèrent. L'activité physique et la consommation de substances ne sont probablement pas des prédicteurs de l'augmentation de l'IMC chez les filles. Des études montrent que les femmes adultes ont des habitudes alimentaires plus saines que les hommes adultes<sup>43</sup>. Néanmoins, une étude menée auprès d'adultes en Écosse, en Angleterre et en Irlande du Nord a révélé que l'écart d'IMC s'expliquait par l'activité physique (dans une mesure de 10,3 %) et les comportements alimentaires (dans une mesure de 10,3 %), une saine alimentation n'expliquant que 1,6 % de cet écart<sup>43</sup>.

Nous avons constaté qu'environ le quart des jeunes font la transition vers un poids « plus sain » : 28,1 % des jeunes ayant de l'embonpoint ou étant obèses lors de la vague 1 sont passés à un poids normal lors de la vague 2 et 27,3 % des jeunes ayant de l'embonpoint ou étant obèses lors de la vague 2 sont passés à un poids normal lors de la vague 3. Des résultats similaires ont été rapportés en Espagne, où 26 % des jeunes classés comme obèses ont fait la transition vers un statut d'embonpoint<sup>4</sup>. Le fait que plus du quart des jeunes soient passés à une catégorie d'IMC inférieure souligne la nécessité de mener des recherches sur les attitudes, les comportements et l'influence des pairs et de l'école chez ces jeunes. Ces recherches fourniront d'importantes leçons sur la façon dont les jeunes réussissent à atteindre un poids plus sain.

L'IMC a également tendance à augmenter chez les adultes, et les diminutions déclarées sont moins fréquentes que chez les jeunes. Ainsi, sur une période de 18 ans, l'IMC chez les adultes aux États-Unis a augmenté de 13 % (soit l'équivalent de 3,1), alors que seulement 1,9 % des femmes et 0,5 % des hommes ont vu leur IMC baisser d'une unité<sup>5</sup>. Nos conclusions et celles d'autres études<sup>4</sup> selon lesquelles une proportion notable de jeunes ayant de l'embonpoint ou étant obèses passent à une catégorie inférieure d'IMC soulignent

l'importance de l'atteinte et du maintien d'un poids santé à l'adolescence.

Du point de vue de la prévention de l'obésité et des maladies chroniques, les interventions en milieu scolaire sont justifiées, car elles sont également associées à des diminutions dans la consommation de substances<sup>44,45</sup>. Les programmes à approche participative, qui gagnent en popularité en raison de leur succès, encouragent les jeunes à participer et ont réussi à fidéliser les élèves<sup>46</sup> et à entraîner des diminutions de l'IMC<sup>47</sup>. Une méta-analyse montre que la formation en résolution de problèmes et les techniques issues de la thérapie cognitivo-comportementale ont été bénéfiques, tout comme l'ont été les programmes basés sur une approche fondée sur les influences sociales qui enseignent des techniques de refus<sup>48</sup>.

Les programmes personnalisés de prévention et d'intervention (par exemple les programmes sexospécifiques) seraient plus efficaces que ceux destinés à l'ensemble des jeunes<sup>49</sup>. Nos constatations sont importantes parce qu'elles montrent que les jeunes ont des prédicteurs longitudinaux sexospécifiques de l'IMC, ce qui justifie des efforts de prévention et d'intervention ciblés selon le sexe. Nous recommandons que les interventions en milieu scolaire concernant l'inactivité et la consommation de substances soient axées sur la promotion d'une saine alimentation chez les garçons en particulier et sur les comportements malsains de restriction alimentaire chez les filles en particulier. La littérature scientifique montre que les interventions qui ciblent plusieurs comportements relatifs à la santé en même temps sont associées à plus de résultats souhaités, particulièrement lorsqu'une recommandation visant à augmenter l'activité physique ou à limiter le temps passé devant un écran prédomine<sup>50,51</sup>.

### Forces et limites

Notre étude contribue à renforcer la validité des analyses indiquant que les CRMC sont associés à la santé des jeunes de façon différente au fil du temps et selon le sexe. Dans le cadre de notre étude, nous avons adopté une approche novatrice en tenant compte de la dépendance des élèves dans un même milieu scolaire tant dans l'analyse multiniveau des classes latentes selon le sexe que dans les analyses de régression longitudinales multiniveaux selon le sexe. Nos résultats invitent

à conclure que les augmentations de l'IMC au moment du suivi sont associées de façon significative à la classe latente des non-consommateurs inactifs chez les garçons, aucune association de la sorte n'ayant été constatée chez les filles. Des études similaires, qui utilisaient seulement une correction en fonction du sexe, n'ont peut-être pas permis d'établir de lien parce qu'elles n'utilisaient pas de stratification selon le sexe<sup>6</sup>. De plus, nous avons tenu compte des données manquantes monotones en utilisant des modèles fondés sur la méthode du maximum de vraisemblance, d'après l'hypothèse voulant que les données soient manquantes de façon aléatoire. Ces modèles sont préférables aux modèles basés sur une analyse de cas complet, car ces derniers supposent que le résultat est manquant de façon complètement aléatoire<sup>31</sup>.

En ce qui concerne les limites, les réponses au questionnaire destiné aux élèves sont entièrement autodéclarées et sont donc sujettes à un biais de désirabilité sociale. Toutefois, des analyses antérieures ont montré qu'il n'y a pas de différences significatives quant à la prévalence de l'IMC entre les autodéclarations de l'étude COMPASS et les valeurs mesurées par un professionnel qualifié dans un échantillon national de jeunes au Canada<sup>17</sup>. L'IMC autodéclaré par les participants de l'étude COMPASS a un niveau de validité élevé comparativement aux mesures faites par un professionnel qualifié (CCI = 0,84)<sup>23</sup>.

En outre, le recours au consentement passif est susceptible d'atténuer le biais de désirabilité sociale. Les procédures de consentement actif sont déconseillées pour mesurer la consommation de substances afin d'éviter de limiter la participation des consommateurs de substances, qui sont les plus susceptibles de bénéficier de ces programmes<sup>52</sup>.

Seules deux classes latentes ont été utilisées dans l'analyse : les expérimentateurs actifs et les non-consommateurs inactifs. Cela ne signifie pas que les autres jeunes ont été exclus des analyses, mais plutôt que certains jeunes auraient pu mieux correspondre à une autre classe latente, par exemple, les consommateurs inactifs<sup>17</sup>. Or, pour effectuer notre analyse longitudinale, les classes devaient être figées de la sorte pendant les trois années pour

qu'il soit possible de faire des comparaisons au fil du temps.

Enfin, l'étude COMPASS n'est pas généralisable aux jeunes de l'ensemble du Canada car elle utilise un échantillonnage raisonné. Toutefois, la prévalence de la consommation de substances et celle de l'IMC étaient comparables à celles observées dans un échantillon représentatif à l'échelle nationale<sup>53</sup>.

## Conclusion

Même si des analyses transversales antérieures montrent que les jeunes des classes latentes qui consomment des substances sont associés à un IMC plus élevé et à une probabilité supérieure d'embonpoint ou d'obésité<sup>17</sup>, nos résultats longitudinaux indiquent que les garçons inactifs qui ne consomment pas de substances ont une probabilité 72 % plus élevée d'embonpoint ou d'obésité comparativement à leurs pairs actifs qui expérimentent la consommation de substances. Cela indique que l'activité physique joue un rôle longitudinal dans l'IMC chez les garçons. Aucun prédicteur longitudinal de l'augmentation de l'IMC n'a été relevé chez les filles en fonction des classes latentes de l'activité physique et de la consommation de substances.

## Remerciements

Les auteurs remercient Trevor Bain, Kate Battista et Chad Bredin pour leur aide à l'accès aux données et au logiciel SAS.

L'étude COMPASS a reçu le soutien d'une subvention transitoire de l'Institut de la nutrition, du métabolisme et du diabète des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), grâce à l'attribution du financement prioritaire « Obesity-Interventions to Prevent or Treat » (Interventions pour prévenir ou traiter l'obésité) (OOP-110788; subvention accordée à S. Leatherdale), d'une subvention de fonctionnement de l'Institut de la santé publique et des populations (ISPP) des IRSC (MOP-114875; subvention accordée à S. Leatherdale), d'une subvention de projet des IRSC (PJT-148562; subvention accordée à S. Leatherdale), d'une subvention transitoire des IRSC (PJT-149092; subvention accordée à K. Patte et S. Leatherdale), d'une subvention de projet des IRSC (PJT-159693; subvention accordée à K. Patte) et d'un accord de financement de la recherche conclu avec Santé Canada

(n° 1617-HQ-000012; contrat attribué à S. Leatherdale).

## Conflits d'intérêts

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

## Contributions des auteurs et avis

NH a conçu cette étude et sa méthodologie, effectué l'analyse et rédigé le manuscrit dans le cadre de son mémoire de doctorat à l'Université de Waterloo.

AC a supervisé le travail de NH dans la rédaction du manuscrit, contribué à la conception des analyses, interprété les résultats et revu le contenu du manuscrit.

STL a conçu l'étude COMPASS et rédigé la proposition de financement, élaboré ses outils et dirige sa mise en œuvre et sa coordination.

AC, STL et PB ont présenté des idées et des réflexions pour alimenter la discussion.

Tous les auteurs ont appuyé NH dans l'élaboration du plan d'étude, la révision des premières ébauches du manuscrit et approuvé le manuscrit final.

Le contenu de l'article et les points de vue qui y sont exprimés n'engagent que les auteurs et ne correspondent pas nécessairement à ceux du gouvernement du Canada.

## Références

1. Rodd C, Sharma AK. Recent trends in the prevalence of overweight and obesity among Canadian children. *CMAJ*. 2016;188(13):E313-20. doi:10.1503/cmaj.150854.
2. Lloyd LJ, Langley-Evans SC, McMullen S. Childhood obesity and risk of the adult metabolic syndrome: a systematic review. *Int J Obes*. 2012;36(1):1-11. doi:10.1038/ijo.2011.186.
3. Simmonds M, Llewellyn A, Owen CG, Woolacott N. Predicting adult obesity from childhood obesity: a systematic review and meta-analysis. *Obes Rev*. 2016;17(2):95-107. doi:10.1111/obr.12334.

4. Devis-Devis J, Lizandra J, Valencia-Peris A, Pérez-Gimeno E, Garcia-Massó X, Peiro-Velert C. Longitudinal changes in physical activity, sedentary behavior and body mass index in adolescence: migrations towards different weight cluster. *PLoS One*. 2017; 12(6):e0179502. doi:10.1371/journal.pone.0179502.
5. Malhotra R, Østbye T, Riley CM, Finkelstein EA. Young adult weight trajectories through midlife by body mass category. *Obesity (Silver Spring)*. 2013;21(9):1923-1934. doi:10.1002/oby.20318.
6. Laxer RE, Cooke M, Dubin JA, Brownson RC, Chaurasia A, Leatherdale ST. Behavioural patterns only predict concurrent BMI status and not BMI trajectories in a sample of youth in Ontario, Canada. *PLoS One*. 2018; 13(1):e0190405. doi:10.1371/journal.pone.0190405.
7. Spring B, Moller AC, Coons MJ. Multiple health behaviours: overview and implications. *J Public Health (Oxf)*. 2012;34 Suppl 1:i3-10. doi:10.1093/pubmed/fdr111.
8. Battista K, Leatherdale ST. Estimation des calories supplémentaires liées à la consommation d'alcool comme facteur potentiellement négligé de l'obésité chez les jeunes. *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*. 2017; 37(6):210-217. doi:10.24095/hpcdp.37.6.03f.
9. Jackson SL, Cunningham SA. The stability of children's weight status over time, and the role of television, physical activity, and diet. *Prev Med*. 2017;100:229-234. doi:10.1016/j.ypmed.2017.04.026.
10. Jackson SL, Cunningham SA. Social competence and obesity in elementary school. *Am J Public Health*. 2015;105(1):153-158. doi:10.2105/AJPH.2014.302208.
11. Lanza HI, Pittman P, Batshoun J. Obesity and cigarette smoking: Extending the link to E-cigarette/vaping use. *Am J Health Behav*. 2017;41(3):338-347. doi:10.5993/AJHB.41.3.13.
12. Delk J, Creamer MR, Perry CL, Harrell MB. Weight status and cigarette and electronic cigarette use in adolescents. *Am J Prev Med*. 2018;54(1):e31-35. doi:10.1016/j.amepre.2017.09.007.
13. Zeller MH, Reiter-Purtill J, Peugh JL, Wu Y, Becnel JN. Youth whose weight exceeds healthy guidelines are high-risk targets for tobacco prevention messaging and close monitoring of cigarette use. *Child Obes*. 2015; 11(4):406-414. doi:10.1089/chi.2014.0113.
14. Pasch KE, Velazquez CE, Cance JD, Moe SG, Lytle LA. Youth substance use and body composition: does risk in one area predict risk in the other? *J Youth Adolesc*. 2012;41(1):14-26. doi:10.1007/s10964-011-9706-y.
15. Laxer RE, Brownson RC, Dubin JA, Cooke M, Chaurasia A, Leatherdale ST. Clustering of risk-related modifiable behaviours and their association with overweight and obesity among a large sample of youth in the COMPASS study. *BMC Public Health*. 2017;17(1):102. doi:10.1186/s12889-017-4034-0.
16. Arbour-Nicitopoulos KP, Faulkner GE, Leatherdale ST. Learning from non-reported data: interpreting missing body mass index values in young children. *Meas Phys Educ Exerc Sci*. 2010;14(4):241-251. doi:10.1080/1091367X.2010.520243.
17. Hammami N, Chaurasia A, Bigelow P, Leatherdale ST. A gender-stratified, multilevel latent class assessment of chronic disease risk behaviours' association with BMI among youth in the COMPASS study. *Prev Med*. 2019; 126(C):105758. doi:10.1016/j.ypmed.2019.105758.
18. Harvey A, Faulkner G, Giangregorio L, Leatherdale ST. An examination of school- and student-level characteristics associated with the likelihood of students' meeting the Canadian physical activity guidelines in the COMPASS study. *Can J Public Health*. 2017;108(4):e348-354. doi:10.17269/CJPH.108.5925.
19. Huang DY, Lanza HI, Anglin MD. Association between adolescent substance use and obesity in young adulthood: a group-based dual trajectory analysis. *Addict Behav*. 2013;38(11):2653-2660. doi:10.1016/j.addbeh.2013.06.024.
20. Poitras VJ, Gray CE, Borghese MM, 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):S197-239. doi:10.1139/apnm-2015-0663.
21. Leatherdale ST, Brown KS, Carson V, 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(1):331. doi:10.1186/1471-2458-14-331.
22. World Health Organization. Growth reference 5-19 years: BMI-for-age (5-19 years) [Internet]. Geneva (CH): World Health Organization; 2007 [consultation le 8 mars 2019]. En ligne à : [http://www.who.int/growthref/who2007\\_bmi\\_for\\_age/en/](http://www.who.int/growthref/who2007_bmi_for_age/en/)
23. Leatherdale ST, Laxer RE. Reliability and validity of the weight status and dietary intake measures in the COMPASS questionnaire: are the self-reported measures of body mass index (BMI) and Canada's food guide servings robust? *Int J Behav Nutr Phys Act*. 2013;10(1):42. doi:10.1186/1479-5868-10-42.
24. Peirson L, Fitzpatrick-Lewis D, Morrison K, et al. Prevention of overweight and obesity in children and youth: a systematic review and meta-analysis. *CMAJ Open*. 2015;3(1):E23-33. doi:10.9778/cmajo.20140053.
25. Carson V, Faulkner G, Sabiston C, Tremblay M, Leatherdale ST. Patterns of movement behaviors and their association with overweight and obesity in youth. *Int J Public Health*. 2015; 60(5):551-559. doi:10.1007/s00038-015-0685-8.
26. Tremblay MS, Carson V, Chaput J-P, et al. Canadian 24-hour movement guidelines for children and youth: an integration of physical activity, sedentary behaviour, and sleep. *Appl Physiol Nutr Metab*. 2016;41(6 Suppl 3):S311-327. doi:10.1139/apnm-2016-0151.
27. Wong SL, Shields M, Leatherdale S, Malaisson E, Hammond D. Évaluation de la validité de la situation d'usage du tabac autodéclarée. *Rapports sur la santé*. 2012;23(1):47-54.



28. Leatherdale ST. An examination of the co-occurrence of modifiable risk factors associated with chronic disease among youth in the COMPASS study. *Cancer Causes Control*. 2015; 26(4):519-528. doi:10.1007/s10552-015-0529-0.
29. Leatherdale ST, Burkhalter R. The substance use profile of Canadian youth: exploring the prevalence of alcohol, drug and tobacco use by gender and grade. *Addict Behav*. 2012;37(3):318-322. doi:10.1016/j.addbeh.2011.10.007.
30. Tomczyk S, Pedersen A, Hanewinkel R, Isensee B, Morgenstern M. Poly-substance use patterns and trajectories in vocational students—a latent transition analysis. *Addict Behav*. 2016;58:136-141. doi:10.1016/j.addbeh.2016.02.027.
31. Hedeker D, Gibbons RD. Longitudinal data analysis. Hoboken (NJ) : John Wiley & Sons; 2006. 337 p.
32. Boone-Heinonen J, Gordon-Larsen P, Adair LS. Obesogenic clusters: multi-dimensional adolescent obesity-related behaviors in the U.S. *Ann Behav Med*. 2008;36(3):217-230. doi:10.1007/s12160-008-9074-3.
33. Govindan M, Gurm R, Mohan S, et al.; University of Michigan Health System. Gender differences in physiologic markers and health behaviors associated with childhood obesity. *Pediatrics*. 2013;132:468-474. doi:10.1542/peds.2012-2994.
34. Larson NI, Story M, Perry CL, Neumark-Sztainer D, Hannan PJ. Are diet and physical activity patterns related to cigarette smoking in adolescents? Findings from Project EAT. *Prev Chronic Dis*. 2007;4(3):A51.
35. Wilson DB, Smith BN, Speizer IS, et al. Differences in food intake and exercise by smoking status in adolescents. *Prev Med*. 2005;40(6):872-879. doi:10.1016/j.ypmed.2004.10.005.
36. Cureau FV, Sparrenberger K, Bloch KV, Ekelund U, Schaan BD. Associations of multiple unhealthy lifestyle behaviors with overweight/obesity and abdominal obesity among Brazilian adolescents: a country-wide survey. *Nutr Metab Cardiovasc Dis*. 2018; 28(7):765-774. doi:10.1016/j.numecd.2018.04.012.
37. Gwozdz W, Nie P, Sousa-Poza A, et al. Peer effects on weight status, dietary behaviour and physical activity among adolescents in Europe: findings from the I.Family Study. *Kyklos*. 2019;72(2):270-296. doi:10.1111/kykl.12197.
38. Jessor R, Jessor SL. Problem behavior and psychosocial development : a longitudinal study of youth. New York : Academic Press; 1977. p. 289.
39. Geller K, Lippke S, Nigg CR. Future directions of multiple behavior change research. *J Behav Med*. 2017;40(1): 194-202. doi:10.1007/s10865-016-9809-8.
40. Chung SJ, Ersig AL, McCarthy AM. The influence of peers on diet and exercise among adolescents: a systematic review. *J Pediatr Nurs*. 2017;36: 44-56. doi:10.1016/j.pedn.2017.04.010.
41. Dams-O'Connor K, Martin JL, Martens MP. Social norms and alcohol consumption among intercollegiate athletes: the role of athlete and nonathlete reference groups. *Addict Behav*. 2007; 32(11):2657-66. doi:10.1016/j.addbeh.2007.04.030.
42. Madden PA, Grube JW. The frequency and nature of alcohol and tobacco advertising in televised sports, 1990 through 1992. *Am J Public Health*. 1994;84(2):297-9. doi:10.2105/ajph.84.2.297.
43. Chambers JA, Swanson V. A health assessment tool for multiple risk factors for obesity: age and sex differences in the prediction of body mass index. *Br J Nutr*. 2010;104(2):298-307. doi:10.1017/S0007114510000607.
44. Simonton AJ, Young CC, Johnson KE. Physical activity interventions to decrease substance use in youth: a review of the literature. *Subst Use Misuse*. 2018;53(12):2052-2068. doi:10.1080/10826084.2018.1452338.
45. Das JK, Salam RA, Arshad A, Finkelstein Y, Bhutta ZA. Interventions for adolescent substance abuse : an overview of systematic reviews. *J Adolesc Health*. 2016;59(4S):S61-75. doi:10.1016/j.jadohealth.2016.06.021.
46. Bogart LM, Cowgill BO, Elliott MN, et al. A randomized controlled trial of students for nutrition and eExercise: a community-based participatory research study. *J Adolesc Health*. 2014;55(3): 415-422. doi:10.1016/j.jadohealth.2014.03.003.
47. Heo M, Jimenez CC, Lim J, et al. Effective nationwide school-based participatory extramural program on adolescent body mass index, health knowledge and behaviors. *BMC Pediatr*. 2018;18(1):7. doi:10.1186/s12887-017-0975-9.
48. Onrust SA, Otten R, Lammers J, Smit F. School-based programmes to reduce and prevent substance use in different age groups: what works for whom? Systematic review and meta-regression analysis. *Clin Psychol Rev*. 2016;44:45-59. doi:10.1016/j.cpr.2015.11.002.
49. Simen-Kapeu A, Veugelers PJ. Should public health interventions aimed at reducing childhood overweight and obesity be gender-focused? *BMC Public Health*. 2010;10(1):340. doi:10.1186/1471-2458-10-340.
50. Yin HQ, Prochaska JO, Rossi JS, et al. Treatment-enhanced paired action contributes substantially to change across multiple health behaviors: secondary analyses of five randomized trials. *Transl Behav Med*. 2013; 3(1):62-71. doi:10.1007/s13142-013-0193-4.
51. Albarracín D, Wilson K, Chan MS, Durantini M, Sanchez F. Action and inaction in multi-behaviour recommendations: a meta-analysis of life-style interventions. *Health Psychol Rev*. 2018;12(1):1-24. doi:10.1080/17437199.2017.1369140.
52. Thompson-Haile A, Bredin C, Leatherdale ST. Rationale for using active-information passive-consent permission protocol in COMPASS. Compass Technical Report Series. 2013;1(6). En ligne à : [https://uwaterloo.ca/compass-system/sites/ca.compass-system/files/uploads/files/compass\\_tr\\_-\\_rational\\_for\\_passive\\_consent\\_volume\\_1\\_issue\\_6.pdf](https://uwaterloo.ca/compass-system/sites/ca.compass-system/files/uploads/files/compass_tr_-_rational_for_passive_consent_volume_1_issue_6.pdf)
53. Leatherdale ST, Rynard V. A cross-sectional examination of modifiable risk factors for chronic disease among a nationally representative sample of youth: are Canadian students graduating high school with a failing grade for health? *BMC Public Health*. 2013; 13(1):569. doi:10.1186/1471-2458-13-569.