

Université de Montréal

Associations transactionnelles entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux
chez les filles et les garçons durant l'adolescence : considération du temps d'écran et du temps de
sommeil

par
Laurianne Fortier

École de psychoéducation
Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maîtrise en psychoéducation, option
mémoire et stage

Août 2022

© Laurianne Fortier, 2022

Ce mémoire intitulé

Associations transactionnelles entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux chez les filles et les garçons durant l'adolescence : considération du temps d'écran et du temps de sommeil

Présenté par

Laurianne Fortier

A été évalué par un jury composé des personnes suivantes

Véronique Dupéré

Présidente-rapporteur

Natalie Castellanos Ryan

Directrice de recherche

Félix Berrigan

Membre du jury

Résumé

Contexte. Les symptômes dépressifs et anxieux font partie des problèmes de santé mentale les plus courants chez les adolescents et peuvent entraîner d'importantes conséquences. Bien qu'il ait été suggéré que la pratique d'activité physique peut en réduire le risque, l'inactivité des jeunes Canadiens tend à augmenter à l'adolescence. Toutefois, la nature de ces liens, ainsi que les différences entre les filles et les garçons, demeurent mal comprises. Si les bénéfices de l'activité physique sur les symptômes dépressifs et anxieux pourraient dépendre des autres habitudes de vie, dont le temps d'écran et de sommeil, les mécanismes sous-jacents à ces associations ont été peu explorés. **Objectifs.** (1) Examiner les associations bidirectionnelles existant entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux chez les adolescents québécois à 13, 15 et 17 ans en contrôlant pour le temps d'écran et de sommeil. (2) Examiner si ces associations sont médiées par le temps d'écran et de sommeil. (3) Examiner comment elles diffèrent chez les participants en fonction de leur sexe. **Méthodologie.** Les données sont tirées de l'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec et sont majoritairement autorapportées par les participants à l'âge de 13, 15 et 17 ans (N = 1556). Des analyses à décalage croisé avec intercepte aléatoire et des analyses multigroupes ont été réalisées. **Résultats.** Un niveau plus élevé d'activité physique est faiblement associé à un niveau de symptômes dépressifs plus faible de 13 à 15 ans chez les filles et de 15 à 17 ans chez tous les adolescents. Les résultats sont plus inconstants pour l'anxiété, mais davantage de symptômes anxieux à 13 ans sont associés à moins d'activité physique à 15 ans chez les garçons. Un niveau plus élevé de sommeil à 15 ans s'est révélé être un deuxième prédicteur spécifique d'un niveau plus faible de symptômes dépressifs à 17 ans. Aucun effet médiateur du temps d'écran ou du temps de sommeil n'a pu être détecté. **Implications.** Des interventions préventives visant à promouvoir la pratique d'activité physique dès l'enfance, particulièrement chez les filles, ainsi qu'un temps de sommeil suffisant chez les adolescents plus âgés devraient être mises en place.

Mots-clés : symptômes dépressifs, symptômes anxieux, activité physique, temps d'écran, sommeil, adolescence.

Abstract

Context. Depressive and anxious symptoms in adolescents are prevalent and can have serious consequences. Although it has been suggested that physical activity may reduce the risk of developing these symptoms, inactivity among young Canadians tends to increase during adolescence. However, the nature of the associations between physical activity and depressive and anxious symptoms, as well as the differences between girls and boys, remain poorly understood. Moreover, the benefits of physical activity may depend on other lifestyle habits, including screen time and sleep time, but the mechanisms underlying these associations have not often been explored. **Objectives.** (1) Examine the bidirectional associations between physical activity and depressive and anxious symptoms in Quebec adolescents at ages 13, 15 and 17 by controlling for screen and sleep time. (2) Examine whether these associations are mediated by screen and sleep time. (3) Examine how these associations differ among participants based on sex. **Method.** The data are drawn from the Quebec Longitudinal Study of Child Development and are mostly self-reported by participants at ages 13, 15 and 17 (N = 1556). Random intercept cross-lagged panel models and multigroup analyses were conducted. **Results.** A higher level of physical activity is significantly but weakly associated with a lower level of depressive symptoms at ages 13 to 15 in girls and at ages 15 to 17 in all adolescents. Results for anxious symptoms are more mixed, but higher anxious symptoms at age 13 are associated with less physical activity at age 15 in boys. Higher sleep time at age 15 was found to be a second specific predictor of a lower level of depressive symptoms at age 17. No mediating effect of screen or sleep time was detected. **Implications.** Preventive interventions should promote physical activity from childhood, particularly among girls, as well as sufficient sleep in older adolescents.

Keywords: depressive symptoms, anxious symptoms, physical activity, screen time, sleep, adolescence.

Table des matières

Liste des tableaux	vii
Liste des figures	viii
Liste des sigles et abréviations	ix
Remerciements	xi
Introduction	1
Contexte théorique et empirique	3
Symptômes dépressifs et anxieux	3
Activité physique	4
La nature du lien entre activité physique et symptômes dépressifs et anxieux	7
Le rôle des autres habitudes de vie dans la relation existant entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux.....	8
Temps d'écran.....	8
Sommeil.....	10
Relations entre le temps d'écran et le sommeil	12
Potentiels effets médiateurs du temps d'écran et du sommeil	13
Différences de sexe.....	14
Symptômes dépressifs et anxieux et activité physique	14
Autres habitudes de vie.....	14
Autres covariables importantes.....	16
Statut socioéconomique	16
Indice de masse corporelle.....	17
Fonctionnement familial	17
Structure familiale.....	18
Dépression maternelle.....	18
La présente étude	19
Questions de recherche et hypothèses	20
Méthode.....	20
Participants et procédures	20
Mesure	21

Symptômes dépressifs.....	21
Symptômes anxieux.....	22
Activité physique.....	23
Temps d'écran.....	24
Temps de sommeil.....	24
Variables de contrôle.....	24
Stratégies analytiques et devis.....	26
Résultats.....	27
Statistiques descriptives et analyses préliminaires.....	27
Analyses à décalage croisé.....	31
Analyses multigroupes : modèles à décalage croisé examinant les symptômes dépressifs.....	31
Modèle examinant l'activité physique et les symptômes dépressifs.....	31
Modèle examinant l'activité physique, les habitudes de vie et les symptômes dépressifs.....	33
Analyses multigroupes : modèles à décalage croisé examinant les symptômes anxieux.....	37
Modèle examinant l'activité physique et les symptômes anxieux.....	37
Modèle examinant l'activité physique, les habitudes de vie et les symptômes anxieux.....	38
Discussion.....	42
Associations entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux.....	42
Contribution du temps d'écran et du temps de sommeil.....	45
Stabilité des symptômes intériorisés et des habitudes de vie.....	48
Forces et limites.....	49
Implications pratiques.....	52
Conclusion.....	55
Références.....	57
Annexe.....	73

Liste des tableaux

Tableau 1. Statistiques descriptives et corrélations bivariées	29
Tableau 2. Modèle examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique	73
Tableau 3. Modèles examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie	75
Tableau 4. Modèle examinant les symptômes anxieux et l'activité physique	77
Tableau 5. Modèles examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie	79
Tableau 6. Modèle multigroupes examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique.....	81
Tableau 7. Modèle multigroupes examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie	82
Tableau 8. Modèle multigroupes examinant les symptômes anxieux et l'activité physique	84
Tableau 9. Modèle multigroupes examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie	85

Liste des figures

Figure 1. Micro-modèles	20
Figure 2. Symptômes dépressifs et activité physique chez les garçons et les filles	32
Figure 3. Symptômes dépressifs et habitudes de vie chez les garçons et les filles	35
Figure 4. Symptômes anxieux et activité physique chez les garçons et les filles	37
Figure 5. Symptômes anxieux et habitudes de vie chez les garçons et les filles	40
Figure 6. Modèle examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique	74
Figure 7. Modèle examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie	76
Figure 8. Modèle examinant les symptômes anxieux et l'activité physique.....	78
Figure 9. Modèle examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie	80

Liste des sigles et des abréviations

APA : American Psychological Association

AP : activité physique

CDI : Inventaire de dépression de l'enfant

CFI : comparative fit index

DM : dépression maternelle

ELDEQ : Étude longitudinale du développement des enfants du Québec

f : filles

FAD : McMaster Family Assessment Device

FF : fonctionnement familial

FIML: full information maximum likelihood

g : garçons

IMC : indice de masse corporelle

INSPQ : Institut national de santé publique du Québec

MADC-IA : modèles autorégressifs à décalage croisé avec intercepte aléatoire

MIA : Questionnaire sur la Santé Mentale et l'Inadaptation à l'Adolescence

MLR : maximum likelihood estimation with robust standard errors

MELS : ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport

MET : Metabolic Equivalent Tasks

p.ex. : par exemple

RMSEA : root mean square error of approximation

SA : symptômes anxieux

SBQ : Social Behavior Questionnaire

SD : symptômes dépressifs

SSE : statut socioéconomique

SPSS: Statistical Package for the Social Sciences

SRMR : standardized root mean residual

TE : temps d'écran

TF : type de famille

TLI : Tucker Lewis index

TS : temps de sommeil

WHO : World Health Organization

Remerciements

Nous tenons à souligner l'implication ainsi que l'encadrement professionnel, motivant et bienveillant de Monsieur Frédéric Nault-Brière, professeur agrégé à l'École de psychoéducation, sans qui la réalisation de ce projet n'aurait pas été possible. Nous garderons de précieux souvenirs de la personne exceptionnelle qu'il était, ainsi que de son énergie et de sa générosité. Nous serons pour toujours profondément reconnaissantes des bons moments passés en sa compagnie et de l'accompagnement reçu.

Je tiens à remercier ma directrice de recherche, Madame Natalie Castellanos Ryan, qui s'est toujours montrée encourageante, soutenante et présente dès le début de son implication dans ce beau parcours. La qualité de ses enseignements et de son accompagnement m'a permis de me dépasser et de développer mes compétences à travers ce projet qui représentait déjà un défi par son ampleur. En ce sens, j'aimerais aussi remercier pour leur aide et leurs conseils Jean R. Séguin, professeur titulaire au Département de psychiatrie et d'addictologie de la Faculté de médecine, Sophie Parent, vice-doyenne et professeure titulaire à la Faculté des arts et des sciences, ainsi que les étudiants du Labo DePSA, et particulièrement Sophie Chaput-Langlois pour les réponses à mes innombrables questions concernant les statistiques. Je souhaiterais aussi remercier Gabrielle Yale-Soulière, Fatima Alawie et Arianne Imbeault pour l'aide, les encouragements, les précieux conseils et les opportunités d'implication sur différents projets. Je remercie aussi les différents professeurs et responsables de l'École de psychoéducation avec qui j'ai eu la chance d'échanger. Vos bons mots et encouragements ont été une source importante de motivation et de confiance en mes capacités. Un grand merci aussi à Suzanne Lamarche, pour ses nombreux rappels et son soutien à travers les différentes démarches qui ont parsemé ce parcours allongé.

Finalement, je tiens à remercier mes amis et ma famille qui m'ont soutenue, encouragée, aidée et permis de décrocher par moments au travers de ces trois dernières années mouvementées. Votre présence a été un baume des plus réconfortants.

La réalisation du présent projet de recherche a été possible grâce au soutien des Fonds de recherche du Québec – Société et culture, du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada et de l'Université de Montréal.

Introduction

Les symptômes dépressifs et anxieux font partie des problèmes de santé mentale les plus courants chez les adolescents et peuvent entraîner d'importantes conséquences (Gervais et al., 2006; Piché et al., 2017). Bien qu'il ait été suggéré que la pratique d'activité physique peut réduire le risque de présenter ces symptômes, l'inactivité des jeunes Canadiens tend à augmenter à l'adolescence (Biddle et al., 2019; Brière et al., 2018; Jerstad et al., 2010; ParticipACTION, 2016). La nature du lien entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux semble toutefois demeurer mal comprise. Les études longitudinales robustes portant sur le sujet sont rares et peu se sont penchées sur la direction du lien unissant la pratique d'activité physique et ces symptômes pendant toute la période de l'adolescence. Plusieurs chercheurs suggèrent que les bénéfices de l'activité physique sur les symptômes intériorisés pourraient dépendre des autres habitudes de vie, dont le temps d'écran et le temps de sommeil (Gunnell et al., 2016; Hamer et al., 2009; Mazzer et al., 2018; Lubans et al., 2016). Malheureusement, l'adolescence se caractériserait aussi par une augmentation du temps d'écran et une diminution supérieure à celle qui serait développementalement attendue du temps de sommeil (Blake et al., 2018; Colrain et Baker, 2011; Leatherdale et Ahmed, 2011). Les résultats des quelques études s'étant intéressées aux liens unissant le temps d'écran et de sommeil à l'activité physique et aux symptômes dépressifs et anxieux sont mitigés. De plus, les mécanismes sous-jacents à ces associations n'ont pratiquement pas été explorés, particulièrement dans une perspective bidirectionnelle. Si plusieurs chercheurs suggèrent que toutes ces variables pourraient différer selon le sexe de l'adolescent, les résultats obtenus diffèrent d'une étude à l'autre (Biddle et al., 2010, 2019; Brière et al., 2018; Hashem et al., 2018; Kristjansdottir et Vilhjalmsson, 2001; Li et al., 2019; Perrino et al., 2019; Schneiderman et al., 2018; Stalsberg et Pedersen, 2010; Straatmann et al., 2019; Zahn-Waxler et al., 2000; Zhang et al., 2006).

Le présent projet de mémoire a pour objectif de clarifier les liens existants entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux, en considérant le temps d'écran et le temps de sommeil, durant toute la période de l'adolescence. Les données utilisées sont tirées de l'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, une étude représentative de la population québécoise (Institut de la statistique du Québec, 2016). À l'aide de modèles à décalage croisé avec intercepte aléatoire, nous examinons les possibles liens bidirectionnels entre l'activité physique, basée sur la

fréquence, la durée et l'intensité moyennes, et les symptômes dépressifs et anxieux, ainsi que les potentiels effets médiateurs du temps d'écran et du temps de sommeil à 13, 15 et 17 ans. Par la suite, nous examinons si ces associations diffèrent entre les filles et les garçons au cours de l'adolescence à l'aide d'analyses multigroupes. La présente étude permet de combler le manque de connaissances issues de données longitudinales et d'examiner des associations qui n'ont pas été encore explorées et qui peuvent mener à la mise en place de nouvelles recommandations gouvernementales ou de pistes d'interventions visant à promouvoir les saines habitudes de vie et la réduction des symptômes dépressifs et anxieux à l'adolescence.

Contexte théorique

Symptômes dépressifs et anxieux

Parmi les problèmes de santé mentale présents chez les adolescents québécois, les symptômes intériorisés sont les plus courants (Piché et al., 2017). Selon plusieurs auteurs, les symptômes intériorisés se définissent généralement par des difficultés émotionnelles, comme la tristesse, l'inquiétude et la culpabilité. Ils englobent ainsi les symptômes dépressifs et anxieux (Dumas, 2013; Graber, 2004). Plus précisément, l'American Psychological Association (APA) définit la dépression comme un état de tristesse important pouvant se caractériser par « un manque d'intérêt et de plaisir dans les activités quotidiennes, une perte ou un gain de poids important, de l'insomnie ou un sommeil excessif, un manque d'énergie, une incapacité à se concentrer, un sentiment d'inutilité ou de culpabilité excessive et des pensées récurrentes de mort ou de suicide » [traduction libre] (2022b) et l'anxiété comme « une émotion caractérisée par des sentiments de tension, des inquiétudes et des changements physiques comme une augmentation de la pression artérielle » [traduction libre] (2022a). On parle de symptômes dépressifs ou anxieux lorsqu'un individu présente des symptômes cliniques ou sous cliniques affectifs, comportementaux ou cognitifs caractéristiques du trouble. Ces derniers se présentent sur un continuum selon un degré variable chez les individus (APA, 2020). Un consensus existe dans la littérature sur le fait que la dépression et l'anxiété sont des troubles fortement liés, mais distincts (Cummings et al., 2014).

Malheureusement, l'adolescence peut être une période propice au développement de symptômes dépressifs ou anxieux en raison des défis et des transitions majeurs qui y surviennent (Graber, 2004). Au Québec, 0,7 % à 11,3 % des adolescents âgés de 12 à 17 ans souffrent d'un trouble dépressif et 4,6 % à 33,0 % des adolescents du même âge souffrent d'au moins un trouble anxieux (Piché et al., 2017). Ces problématiques tendent à apparaître tôt dans le développement, à augmenter au début de l'adolescence, puis à se stabiliser de 13 à 18 ans (Costello et al., 2011; Schneiderman et al., 2018). Elles peuvent entraîner des conséquences importantes, affectant le fonctionnement affectif, cognitif, académique, social et familial de l'adolescent (Clayborne et al., 2019; Gervais et al., 2006; Piché et al., 2017; Swan et al., 2016). Entre autres, les symptômes dépressifs et anxieux peuvent entraîner une diminution du rendement et de la motivation scolaire, le décrochage scolaire, des difficultés sociales, dont la victimisation par les pairs, ainsi qu'une

moins bonne quantité et qualité des relations (Clayborne et al., 2019; Dumas, 2013; Gagné et Marcotte, 2010; Swan et al., 2016). Les symptômes dépressifs et anxieux vécus à l'adolescence peuvent augmenter le risque d'être confronté à des problèmes conjugaux, à une parentalité précoce ou tardive, à de l'isolement social, à un manque de soutien social, à une consommation élevée de psychotropes, à des difficultés d'emplois et à un faible revenu à l'âge adulte (Clayborne et al., 2019; Dumas, 2013; Swan et al., 2016). Selon une récente méta-analyse et revue systématique de la littérature, la présence de symptômes dépressifs à l'adolescence est aussi associée à de plus faibles chances d'entreprendre des études postsecondaires (Clayborne et al., 2019). De plus, dans leurs revues de la littérature, Johnson et al. (2018) et Cummings et al. (2014) soulignent que la présence d'un trouble dépressif à l'adolescence augmente le risque de développer un trouble anxieux à l'âge adulte. Par ailleurs, il est bien établi que des symptômes anxieux persistants peuvent entraîner de l'épuisement et éventuellement des symptômes dépressifs, qui eux peuvent avoir de graves conséquences, allant du risque de dépression clinique ultérieure aux idéations et comportements suicidaires (Cournoyer et al., 2016; Cummings et al., 2014; Dumas, 2013; Gagné et Marcotte, 2010; Gervais et al., 2006; Graber, 2004; Johnson et al., 2018). L'importance des symptômes et de l'atteinte au fonctionnement peut augmenter considérablement lorsque les symptômes dépressifs et les symptômes anxieux coexistent (Cummings et al., 2014; Graber, 2004). Sans intervention adéquate, ils tendent à devenir chroniques et à s'aggraver avec le temps (Graber, 2004; Johnson et al., 2018; Zahn-Waxler, et al., 2000). Étant donné l'importance des conséquences associées à ces problématiques, il est plus que prioritaire de déterminer quels facteurs sont susceptibles d'influencer leur développement chez les adolescents, en vue de les cibler dans des interventions préventives.

Activité physique

L'activité physique peut se définir comme un mouvement corporel, incluant l'exercice, le sport, les activités de loisirs ou la danse, dont l'intensité, la durée et la fréquence entraînent une dépense énergétique plus élevée que le métabolisme de repos (Corbin et al., 2000 ; U.S. Department of Health and Human Services, 1996). Plusieurs études empiriques et revues systématiques suggèrent que la pratique d'activité physique, particulièrement celle à haute intensité, est associée favorablement à plusieurs indicateurs de santé physique (Janssen et LeBlanc, 2010; Katzmarzyk et al., 2009; Owen et al., 2009 ; Poitras et al., 2016; Tremblay et al., 2011). Entre autres, Poitras et al.

(2016) soulignent dans leur revue systématique de fortes associations favorables entre tous les niveaux d'activité physique ainsi que l'adiposité, plusieurs biomarqueurs cardiométaboliques, la forme physique et la santé des os. Plus l'intensité de l'activité physique est élevée, plus son effet positif sur ces indicateurs de santé serait important (Poitras et al., 2016).

Malheureusement, les jeunes Canadiens d'aujourd'hui sont plus inactifs que ceux des générations antérieures et leur inactivité tend à s'accroître à l'adolescence (ParticipACTION, 2016). En effet, seulement 9 % des étudiants canadiens feraient au moins une heure par jour d'activité physique d'intensité modérée à élevée, tel que recommandé au Canada et par l'Organisation mondiale de la santé (Colley et al., 2011; Tremblay et al., 2010; World Health Organization [WHO], 2010). Cette inactivité physique peut avoir d'importantes conséquences sur ces différents indicateurs de santé physique. De plus, l'adoption de comportements majoritairement sédentaires, soit des activités réalisées dans une position assise ou étendue, qui nécessitent peu de mouvements physiques et qui entraînent une faible dépense énergétique (p. ex. : lire, faire des travaux scolaires, voyager en voiture, regarder la télévision, jouer à des jeux vidéo), peut aussi entraîner des conséquences négatives sur la santé physique, telles qu'une composition corporelle défavorable, une mauvaise forme physique, des maladies cardio-vasculaires, l'obésité et même la mort (Sedentary Behaviour Research Network, 2012; Tremblay et al., 2011).

Toutefois, de plus en plus d'auteurs suggèrent que les bénéfices de l'activité physique s'étendent au-delà de la santé physique et que sa pratique régulière serait associée à une meilleure santé mentale en permettant de promouvoir le développement psychologique, social et cognitif des jeunes (Biddle et al., 2019; Eime et al., 2013; Holt, 2016; Ryff et Keyes, 1995; Tremblay et al., 2011; WHO, 2010). Alors que les comportements sédentaires sont associés à moins de comportements prosociaux, à une estime de soi plus faible et à une diminution de la réussite académique, la pratique régulière d'activité physique aurait des effets bénéfiques sur l'estime de soi, la réussite académique et les performances cognitives (Biddle et al., 2019; Tremblay et al., 2011). Plusieurs études empiriques longitudinales, revues systématiques et méta-analyses suggèrent que l'activité physique permettrait aussi de diminuer les symptômes dépressifs et anxieux chez les adolescents, plus particulièrement chez ceux ayant un niveau élevé de symptômes. (Biddle et al., 2019; Brière et al., 2018; Carter et al., 2016; Isaksson et al., 2020; Jerstad et al.,

2010; McPhie et Rawana, 2015 ; Schuch et al., 2018, 2019 ; Spruit et al., 2016). En 2019, Biddle et al. ont conduit une revue de la littérature recensant les revues systématiques et méta-analyses examinant les liens entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux chez les enfants et les adolescents. Leurs travaux ont permis de nuancer ces affirmations, et de conclure qu'il existe une relation partiellement causale de taille faible entre l'activité physique et les symptômes dépressifs, mais que cette relation est affaiblie par l'absence d'évidence appuyant une relation dose-effet et le manque d'évidences issues d'études longitudinales. Quant aux symptômes anxieux, Biddle et al. (2019) n'ont recensé que très peu d'études aux résultats mitigés portant sur le sujet, qui suggèrent que la pratique d'activité physique pourrait être faiblement associée à une diminution ultérieure de l'anxiété chez les jeunes. Récemment, un essai contrôlé randomisé réalisé par Philippot et al. (2022) a permis de confirmer ces résultats dans un échantillon d'adolescents hospitalisés pour des symptômes de dépression et d'anxiété. En comparaison avec un groupe contrôle participant à des activités de relaxation sociale, le groupe participant à des activités sportives d'intensité modérée a vu son score de dépression moyen passer de la catégorie « probablement pathologique » à celle « non pathologique ». Si l'effet d'interaction du groupe sur le changement de score s'est révélé significatif pour les symptômes dépressifs, aucun effet significatif n'a été détecté pour les symptômes anxieux (Philippot et al., 2022).

Plusieurs mécanismes ont été suggérés pour expliquer l'effet de l'activité physique sur les symptômes dépressifs et anxieux (Lubans et al., 2016). Un premier mécanisme neurologique et physiologique suggère qu'en améliorant le fonctionnement de l'axe hypothalamo-hypophyso-surrénalien, les effets neurobiologiques antidépresseurs et anxiolytiques de l'activité physique permettraient de diminuer les symptômes intériorisés (aan het Rot et al., 2009; Lubans et al., 2016). D'autres mécanismes s'opéreraient dans la sphère psychosociale. D'une part, les activités sportives permettraient de soutenir le développement des forces personnelles et du potentiel des jeunes en leur permettant d'acquérir des compétences de vie essentielles, comme le sens de l'initiative et l'autocontrôle, et de développer des relations soutenantes avec des pairs prosociaux (Brière et al., 2018; Holt, 2016; Lubans et al., 2016). D'autre part, selon deux études présentant un devis expérimental (Annesi, 2005; Petty et al., 2009), la pratique d'activité physique pourrait aussi permettre de réduire les symptômes dépressifs chez les préadolescents par l'amélioration du concept de soi et de l'apparence physique.

Quelques études présentent toutefois des résultats contradictoires, suggérant que l'activité physique ne prédit pas un changement ultérieur des symptômes dépressifs et anxieux à l'adolescence (Gunnell et al., 2016; Raudsepp et Vink, 2019). L'étude de Brière et al. (2018) suggère, quant à elle, que la pratique de sport prédirait un plus faible niveau de symptômes d'anxiété sociale et de sentiment de solitude, mais pas de symptômes dépressifs. Biddle et al. (2019) soulignent que la qualité des études longitudinales ou expérimentales produites est faible, souvent en raison de la taille insuffisante des échantillons, et que les divergences de résultats observées pourraient être dues à l'hétérogénéité des caractéristiques des échantillons examinés. De plus, les mécanismes expliquant ces associations ont été très peu étudiés chez les jeunes (Biddle et al., 2019).

La nature du lien entre activité physique et symptômes dépressifs et anxieux

La nature du lien entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux semble mal comprise. Peu d'études longitudinales comprenant au moins trois temps de mesure ont évalué la direction du lien unissant la pratique d'activité physique aux symptômes dépressifs et anxieux chez les adolescents et les résultats obtenus diffèrent d'une étude à l'autre (Biddle et al., 2019 ; Hankin et al., 2007). Alors que plusieurs études se sont penchées sur le rôle prédictif de l'activité physique sur le développement des symptômes dépressifs ou anxieux, peu ont examiné la relation inverse. Il s'agit d'une lacune importante dans la littérature, puisqu'il a été suggéré que les symptômes intériorisés peuvent entraîner une diminution de la participation à des activités physiques, possiblement par l'anhédonie et l'épuisement (Gunnell et al., 2016; Jerstad et al., 2010; Raudsepp et Vink, 2019). Cependant, les rares études longitudinales ayant examiné la direction de cette association sur plus de deux temps de mesure présentent des résultats mitigés. Certaines études ont relevé l'existence d'associations bidirectionnelles entre l'activité physique, l'anxiété sociale et la solitude ainsi qu'entre l'activité physique et les symptômes dépressifs (Brière et al., 2018; Gunnell et al., 2016; Jerstad et al., 2010). Cependant, d'autres n'ont pas pu confirmer ces résultats (Birkeland et al., 2009; Raudsepp et Vink, 2019). Les mesures d'activité physique utilisées diffèrent d'une étude à l'autre en ce qui concerne les dimensions incluses, la nature de l'activité physique et le type de mesure, rendant la comparaison des résultats difficile.

Le rôle des autres habitudes de vie dans la relation existant entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux

Quelques études suggèrent que les bénéfices de l'activité physique sur le fonctionnement psychosocial dépendraient d'autres habitudes de vie (Hamer et al., 2009; Lubans et al., 2016; Tremblay et al., 2016). Les habitudes de vie peuvent se définir par des comportements durables, régulièrement adoptés par un individu, qui sont issus de son héritage culturel, ses relations sociales, ses circonstances géographiques et socioéconomiques et sa personnalité (Conseil de la science et de la technologie, 2007). L'appellation « habitudes de vie » ou celle plus spécifique de « comportements de mouvement » peuvent être utilisées dans certaines études pour désigner l'activité physique, le sommeil et les comportements sédentaires, dont le temps d'écran (Conseil de la science et de la technologie, 2007; Imbeault, 2020 ; Tremblay et al., 2016). À ce sujet, les *Directives canadiennes en matière de mouvement sur 24 heures : une approche intégrée regroupant l'activité physique, le comportement sédentaire et le sommeil* (Mouvement 24 heures ; Tremblay et al., 2016) ont énoncé des recommandations pour les jeunes âgés de 5 à 17 ans par rapport aux comportements sédentaires, dont le temps d'écran, aux habitudes de sommeil et à la pratique d'activité physique. Ces recommandations se basent sur un modèle argumentant que ces trois domaines d'activités s'influencent, puisqu'ils se partagent les 24 heures constituant une journée. Un changement de comportement dans un domaine se ferait donc nécessairement au détriment ou au bénéfice d'un autre domaine, appuyant le principe que la journée doit être considérée dans son ensemble (Tremblay et al., 2016). Plusieurs études appuient ce modèle et suggèrent que les bénéfices de l'activité physique sur le fonctionnement psychosocial pourraient passer par la diminution du temps d'écran ou par l'amélioration des habitudes de sommeil (Hamer et al., 2009; Lubans et al., 2016). Il a aussi été suggéré par l'étude de cohorte longitudinale de Kandola et al. (2020) que les comportements sédentaires, incluant le temps passé devant les écrans, remplacent l'activité physique d'intensité légère au cours de l'adolescence et sont associés à davantage de symptômes dépressifs à 18 ans.

Temps d'écran. Issu de la grande famille des comportements sédentaires, le temps d'écran peut se définir comme le temps passé sur l'ordinateur, la télévision ou les jeux vidéo, souvent à des fins de loisir. Selon la revue systématique de Stierlin et al. (2015), il occupe une place importante dans la vie des adolescents et tend à augmenter considérablement jusqu'à l'âge adulte. En effet, en

moyenne sept heures par jour sont passées sur des écrans chez les adolescents canadiens à des fins de loisir, alors que les directives canadiennes en recommandent au maximum deux par jours (Leatherdale et Ahmed, 2011; Tremblay et al., 2016).

Les associations existant entre le temps d'écran, les symptômes dépressifs et anxieux et l'activité physique ont été explorées par quelques auteurs, mais les conclusions tirées sont parfois contradictoires. D'une part, les adolescents qui sont davantage exposés aux écrans feraient moins d'activité physique que les autres adolescents du même âge (Gunnell et al., 2016; Kandola et al., 2020; Mazzer et al., 2018). En effet, plusieurs revues de littérature et récentes études suggèrent que le temps passé devant des écrans pourrait remplacer celui investi pour être physiquement actif, entraînant une diminution de la pratique d'activité physique à l'adolescence (Biddle and Asare, 2011; Kandola et al., 2020).

D'autre part, selon plusieurs études longitudinales recensées dans la méta-analyse et revue systématique de Zhang et al. (2022), les comportements sédentaires seraient associés à davantage de symptômes dépressifs et anxieux ultérieurs chez les adolescents. D'après la revue systématique de Carson, Hunter et al. (2016), c'est le temps d'écran, parmi les différents comportements sédentaires, qui influencerait davantage différents indicateurs de santé mentale. En effet, un temps d'écran élevé serait associé à moins de comportements prosociaux ultérieurs et à une plus faible estime de soi (Carson, Hunter et al., 2016). Hoare et al. (2016) appuient ces conclusions dans leur revue systématique, où les études longitudinales recensées stipulent que les adolescents passant plus de deux à trois heures par jour devant un écran sont plus à risque de présenter un niveau élevé de symptômes dépressifs et anxieux (Bickham et al., 2015; Primack et al., 2009; Sund et al., 2011). Certaines études transversales suggèrent toutefois que la relation entre le temps passé sur les jeux vidéo ou Internet et les symptômes dépressifs prendrait la forme d'un U, les adolescents faisant un usage modéré de ces types d'écrans étant ceux qui présenteraient le moins de symptômes dépressifs (Durkin and Barber, 2002; Kim, 2012). Finalement, les études longitudinales qui ont examiné cette association dans sa direction inverse suggèrent que les adolescents qui présentent davantage de symptômes dépressifs passeraient plus de temps devant les écrans (Romer et al., 2013; Stierlin et al., 2015).

Sommeil. Plusieurs auteurs suggèrent que le sommeil est aussi associé à la pratique d'activité physique et peut contribuer au développement de symptômes dépressifs et anxieux au cours de l'adolescence (Kelly et El-Sheikh, 2014; Sadeh et al., 2009). Cette habitude de vie est toutefois souvent sujette à des perturbations durant cette période charnière du développement. Si certaines études (Roberts et al., 2009; Schneiderman et al., 2018) suggèrent que la durée totale de sommeil nocturne tend à rester stable au cours de l'adolescence, la majorité (Colrain et Baker, 2011; Fredriksen et al., 2004) s'accorde sur le fait qu'elle tend à diminuer avec l'avancement en âge en raison de facteurs biologiques, sociaux, environnementaux et culturels. Cependant, alors que huit à dix heures de sommeil par nuit sont recommandées chez les adolescents, une récente revue de la littérature (Blake et al., 2018) estime que 53 % d'entre eux dormiraient moins de huit heures par nuit et que 36 % éprouveraient des difficultés à s'endormir (Tremblay et al., 2016).

Si une durée de sommeil plus longue est associée à des indicateurs favorables de régulation émotionnelle et de bien-être, il a été suggéré qu'une durée de sommeil plus courte peut entraîner des conséquences négatives sur la pratique d'activité physique et la santé mentale (Chaput et al., 2016). D'une part, plusieurs auteurs s'entendent sur le fait que des difficultés de sommeil plus grandes sont associées à un niveau ultérieur plus faible d'activité physique (Kline, 2014; Raudsepp et Vink, 2019). Selon la revue de la littérature de Kline (2014), la relation inverse serait aussi vraie, un niveau d'activité physique plus élevé étant associé à un meilleur sommeil. Toutefois, d'autres auteurs n'ont pas pu confirmer la bidirectionnalité de cette association et peu d'études comportant un large échantillon d'adolescents s'y sont intéressées (Ghekiere et al., 2019; Raudsepp et Vink, 2019).

D'autre part, plusieurs études longitudinales ont suggéré que le manque de sommeil peut précipiter et maintenir plusieurs problèmes émotionnels et comportementaux, particulièrement la dépression et l'anxiété, par des mécanismes biologiques, sociaux et psychologiques (Blake et al., 2018; Do et al., 2013). L'adolescence est une période particulièrement sensible quant à l'effet de la quantité et de la qualité du sommeil sur la santé émotionnelle (Kelly et El-Sheikh, 2014). En effet, la puberté est associée à des changements développementaux importants au niveau du sommeil, de la réactivité et de la régulation affective (Sadeh et al., 2009). En étant responsable du retardement naturel de la phase de sommeil, elle amène l'adolescent à être plus éveillé en soirée et contribue

ainsi à la diminution de la qualité et de la quantité de son sommeil nocturne (McMakin et Alfano, 2015). L'heure de coucher étant retardée, l'adolescent peut être porté à ruminer davantage avant de s'endormir, ce qui peut précipiter chez lui l'apparition de symptômes dépressifs et mener à une augmentation des pensées anxiogènes, pouvant à long terme favoriser l'augmentation et le maintien de ces symptômes intériorisés (Dumas, 2013). Plusieurs études, dont deux revues de la littérature et une méta-analyse, suggèrent qu'un manque de sommeil pendant cette période clé de la maturation cérébrale pourrait alors exacerber les difficultés de régulation émotionnelle occasionnées par le développement pubertaire et ainsi précipiter et maintenir les symptômes dépressifs et anxieux chez les adolescents (Blake et al., 2018; Lovato et Gradisar, 2014; McMakin et Alfano, 2015). Ces résultats ont été partiellement appuyés dans deux études à devis expérimental (Agostini et al., 2017; Short et Louca, 2015), qui suggèrent que, dans un échantillon mixte d'adolescents en santé, la privation de sommeil est associée à une dégradation de l'humeur et à une diminution de l'attention soutenue qui se maintiendrait au-delà de deux jours de récupération. L'étude longitudinale de Fredriksen et al. (2004) soutient aussi ces résultats, stipulant qu'une courte durée de sommeil accentue le risque de présenter un niveau élevé de symptômes dépressifs.

Raudsepp et Vink (2019) ont examiné la relation inverse dans un échantillon composé uniquement d'adolescentes et proposent qu'un niveau élevé de symptômes dépressifs est aussi associé à une augmentation ultérieure des difficultés de sommeil. Dans un échantillon clinique composé d'adolescents traités pour une problématique d'anxiété, Bai et al. (2019) suggèrent que la relation entre des difficultés de sommeil persistantes et des symptômes intériorisés chroniques sur une période de quatre ans est bidirectionnelle. Cette relation inverse est toutefois moins robustement soutenue dans la littérature (Kelly et El-Sheikh, 2014; McMakin et Alfano, 2015; Sadeh et al., 2009; Shanahan et al., 2014; Willis et Gregory, 2015). En effet, certains auteurs suggèrent qu'il n'y a pas de relation entre les symptômes dépressifs et la durée du sommeil chez les adolescents (Roberts et al., 2009; Schneiderman et al., 2018). Plusieurs études et revues de la littérature rapportent que les études longitudinales portant sur le sujet restent rares et que les résultats de celles s'étant intéressées à la bidirectionnalité de la relation entre le sommeil, les symptômes dépressifs et les symptômes anxieux sont mitigés, particulièrement dans celles s'étant intéressées spécifiquement à la durée de sommeil nocturne (McMakin et Alfano, 2015; Sadeh et al., 2009; Willis et Gregory, 2015).

Relations entre le temps d'écran et le sommeil. Dans la littérature, il est bien documenté qu'à l'adolescence, le temps d'écran et le temps de sommeil sont associés. En concordance avec les résultats ayant mené aux *Directives canadiennes en matière de mouvements sur 24 heures*, plusieurs revues systématiques et études longitudinales avancent qu'un temps d'écran élevé serait associé au retardement de l'heure du coucher et à une diminution du temps total de sommeil par différents mécanismes, dont le remplacement du temps disponible pour dormir par le temps passé sur les écrans (Hale et Guan, 2015; Johnson et al., 2004; LeBourgeois et al., 2017; Lissak, 2018; Parent et al., 2016; Tremblay et al., 2016). L'exposition à un écran pourrait aussi nuire au sommeil par la stimulation que procure le contenu des médias ainsi que par les effets de la lumière émise sur le décalage de la phase de sommeil, sa physiologie et l'activation de l'état de vigilance (Hale et Guan, 2015; LeBourgeois et al., 2017; Lissak, 2018). À l'adolescence, la relation inverse a été examinée sur deux temps de mesure par Poulain et al. (2019), qui suggèrent que la relation entre un temps d'écran élevé et un niveau élevé de somnolence diurne est bidirectionnelle. Une association bidirectionnelle négative entre le temps d'écran et le temps de sommeil sur trois temps de mesure a aussi été relevée par Magee et al. (2014) chez les enfants âgés de 4 à 8 ans. Cependant, d'autres études n'ont pas pu confirmer l'effet prédictif du temps de sommeil sur le temps d'écran chez les enfants et les adolescents (Johnson et al., 2004; Parent et al., 2016).

Le temps de sommeil et le temps d'écran sont aussi connus pour interagir ensemble dans la prédiction de la pratique d'activité physique et de la santé mentale. En effet, plusieurs études longitudinales ont suggéré que les adolescents qui sont davantage exposés aux écrans dormiraient moins et feraient moins d'activité physique que les autres adolescents du même âge (Gunnell et al., 2016; Mazzer et al., 2018). Un temps d'écran élevé combiné à des mauvaises habitudes de sommeil pourrait aussi prédire un mauvais fonctionnement psychosocial et académique ultérieur (Curcio et al., 2006; Pagani et al., 2010). De plus, l'étude longitudinale de Lemola et al. (2015) suggère que, chez les adolescents, une courte durée de sommeil médierait partiellement la relation entre l'exposition aux écrans avant l'heure du coucher et le développement de symptômes dépressifs un mois plus tard. Parent et al. (2016) appuient partiellement ces résultats, suggérant que l'association entre un temps d'écran élevé et un niveau élevé de symptômes intériorisés est totalement médiée par les difficultés de sommeil, mais pas par sa durée, à l'adolescence.

Potentiels effets médiateurs du temps d'écran et du temps de sommeil. Puisque les habitudes de vie semblent toutes interreliées à l'adolescence, il est nécessaire de les prendre en compte dans l'examen de l'association entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux, afin de clarifier l'influence spécifique de l'activité physique et de chacune de ces autres habitudes de vie sur le développement de ces symptômes et vice versa. Malheureusement, les études longitudinales disponibles ne semblent avoir examiné que les liens directs unissant l'activité physique aux symptômes dépressifs ou anxieux et peu ont considéré l'influence possible des autres habitudes de vie sur ces associations. Puisque le temps d'écran et le temps de sommeil sont interreliés et associés aux symptômes de dépression et d'anxiété ainsi qu'à la pratique d'activité physique, ces deux habitudes de vie pourraient contribuer à expliquer une partie du lien unissant ces deux derniers construits (Do et al., 2013).

Les potentiels effets médiateurs du temps d'écran et du temps de sommeil sur la relation entre l'activité physique et les symptômes intériorisés ne semblent toutefois pas avoir été examinés sur au moins trois temps de mesure à l'adolescence. D'ailleurs, dans leur revue systématique, Lubans et al. (2016) soulèvent un important manque d'études ayant examiné le potentiel effet médiateur du sommeil sur la relation unissant l'activité physique aux symptômes dépressifs. De plus, alors que l'examen d'une ou de deux habitudes de vie ne permet pas une représentation juste de la contribution de chaque habitude de vie dans le développement des symptômes intériorisés à l'adolescence, aucune étude ne semble avoir examiné à la fois l'influence de l'activité physique, du temps d'écran et du temps de sommeil dans le développement de ces problématiques (Carson, Hunter et al., 2016; Gunnell et al., 2016; Tremblay et al., 2016; Saunders et al., 2016). Les études réalisées ayant mené à l'élaboration du Mouvement 24 heures n'ont pas examiné les possibles liens entre les différents comportements de mouvement sur les symptômes dépressifs ou anxieux (Tremblay et al., 2016). Au meilleur de nos connaissances, cette problématique n'a pas été examinée de manière globale dans un modèle intégré permettant de différencier les liens directs et indirects existant entre le niveau d'activité physique, les symptômes dépressifs et anxieux, le temps d'écran et le temps de sommeil ainsi que la nature de ces relations à l'adolescence.

Différences de sexe

Symptômes dépressifs et anxieux et activité physique. Les symptômes dépressifs et anxieux et la pratique d'activité physique diffèreraient selon le sexe de l'adolescent. Dans la littérature, il est bien établi que les adolescentes sont plus à risque de dépression et d'anxiété que leurs homologues masculins et que les garçons tendent à être plus actifs physiquement que les filles (de Looze et al., 2019 ; Hashem et al., 2018; Kristjansdottir et Vilhjalmsson, 2001; Li et al., 2019; Stalsberg et Pedersen, 2010; Zahn-Waxler et al., 2000). Toutefois, les rares études longitudinales s'étant intéressées aux potentielles différences entre les filles et les garçons quant à l'association entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux présentent des résultats mitigés. Il a été suggéré que les interventions par l'activité physique visant la réduction des symptômes intériorisés seraient plus efficaces sur les échantillons comportant davantage d'adolescentes et de personnes ayant un diagnostic clinique (Carter et al., 2016; McPhie et Rawana, 2015; Spruit et al., 2016). Toutefois, l'étude d'Isaksson et al. (2020) présente un résultat contraire, soulignant un effet d'interaction spécifique du sexe sur l'association entre l'activité physique et les symptômes dépressifs ultérieurs en faveur des garçons à l'adolescence. Ceux présentant un niveau initial plus élevé d'activité physique présenteraient un niveau plus faible de symptômes dépressifs que leurs homologues féminines trois ans plus tard (Isaksson et al., 2020). D'autres études suggèrent que la relation entre les symptômes dépressifs et anxieux et la pratique d'activité physique à l'adolescence serait indépendante du sexe et de l'âge (Brière et al., 2018; McPhie et Rawana, 2015).

Autres habitudes de vie. Des différences entre les filles et les garçons s'observeraient aussi dans leur temps d'écran et de sommeil. Les résultats des études portant sur les comportements sédentaires et le temps d'écran sont toutefois plus mitigés (Stierlin et al., 2015). D'abord, plusieurs auteurs suggèrent que les filles présenteraient davantage de comportements sédentaires et passeraient plus de temps sur les écrans que les garçons (Hashem et al., 2018; Straatmann et al., 2019; Telford et al., 2013). Des différences entre les filles et les garçons s'observeraient aussi dans le type de comportements sédentaires adoptés. Les filles utiliseraient davantage le téléphone, la télévision, l'ordinateur, les courriers électroniques et la communication par messagerie instantanée, alors que les garçons passeraient plus de temps sur les jeux vidéo (Hashem et al., 2018; Perrino et al., 2019). Les adolescentes passeraient aussi davantage de temps à lire et à faire des devoirs que les garçons du même âge (Hashem et al., 2018). De plus, alors que certaines études issues de la

revue systématique de Biddle et al. (2010) avancent que la stabilité bien connue du temps d'écran durant l'adolescence ne différerait pas selon le sexe, Straatmann et al. (2019) ont suggéré que le temps d'écran serait stable uniquement chez les garçons au cours de l'adolescence.

Ensuite, selon Straatmann et al. (2019), la relation unissant l'activité physique et le temps d'écran à des fins de loisir dépendrait du sexe de l'adolescent. Alors que l'augmentation du temps passé à jouer aux jeux vidéo entraînerait une diminution ultérieure de l'activité physique chez les filles et les garçons, c'est seulement chez les filles qu'une augmentation de l'utilisation de la télévision entraînerait une diminution de l'activité physique (Straatmann et al., 2019). Une association bidirectionnelle ne serait présente que chez les filles, chez qui l'augmentation de la pratique d'activité physique de légère intensité entraînerait une diminution du temps passé à jouer aux jeux vidéo (Straatmann et al., 2019).

Selon Sund et al. (2011), le sexe de l'adolescent modèrerait aussi la relation entre les comportements sédentaires et les symptômes dépressifs. Les garçons ayant un niveau élevé de comportements sédentaires seraient plus à risque de développer des symptômes dépressifs que les filles ayant le même niveau de comportements sédentaires (Sund et al., 2011). L'étude longitudinale de Perrino et al. (2019), quant à elle, a suggéré que les filles ayant des symptômes intériorisés passeraient davantage de temps sur les écrans à la fin de l'adolescence. De plus, l'utilisation de différents types d'écran influencerait les symptômes dépressifs de façon différente (Kandola et al., 2021). L'étude longitudinale de Kandola et al. (2021) suggère que, de 11 à 14 ans, les garçons qui passent plus de temps sur les jeux vidéo présentent ultérieurement moins de symptômes dépressifs que ceux qui en font peu ou pas, alors ceux qui passent plus de temps sur Internet en présenteraient davantage. Quant aux filles, celles qui passeraient plus de temps sur les réseaux sociaux présenteraient par la suite davantage de symptômes dépressifs que celles qui en font peu ou pas usage (Kandola et al., 2021).

Plusieurs auteurs ont aussi suggéré que le sommeil différerait selon le sexe de l'adolescent. Selon la méta-analyse de Zhang et al. (2006), les femmes présentent un risque d'insomnie plus élevé tout au long de leur vie qui tend à augmenter avec l'âge. Toutefois, très peu d'études longitudinales se sont intéressées aux possibles différences de sexe existant dans la durée totale de sommeil nocturne

à l'adolescence et leurs conclusions diffèrent. Entre autres, Fredriksen et al. (2004) stipulent que la durée du sommeil dépendrait du sexe et de l'âge de l'adolescent. Les filles dormiraient davantage que les garçons au début de l'adolescence, probablement en raison de la précocité de leur développement pubertaire. La diminution de la durée de leur sommeil se ferait toutefois plus rapidement que celle des garçons au cours de l'adolescence, puisqu'elles pourraient se lever plus tôt en semaine pour se préparer par exemple (Colrain et Baker, 2011; Fredriksen et al., 2004). De plus, l'étude à devis expérimental de Short et Louca (2015) suggère que, chez les filles uniquement, la privation de sommeil entraînerait une augmentation des symptômes dépressifs et anxieux. L'effet de la privation de sommeil sur l'augmentation des symptômes dépressifs chez les garçons approchait toutefois du seuil de significativité ($p = 0,053$). Pour leur part, Schneiderman et al. (2018) ont suggéré l'existence d'une relation bidirectionnelle entre les perturbations du sommeil, mais pas sa durée, et les symptômes dépressifs chez les adolescentes âgées de 13 à 18 ans. Chez les garçons, seul un niveau élevé de symptômes dépressifs à 13 ans prédirait des perturbations du sommeil à 18 ans (Schneiderman et al., 2018).

Malgré la présence de certaines disparités dans la littérature, l'activité physique, les symptômes dépressifs et anxieux, le temps d'écran et le temps de sommeil semblent différer selon le sexe au cours de l'adolescence. Toutefois, certaines associations doivent être clarifiées, d'où l'importance d'examiner le potentiel effet d'interaction du sexe sur les relations unissant les habitudes de vie aux symptômes dépressifs et anxieux tout au long de l'adolescence.

Autres covariables importantes

Statut socioéconomique. D'autres variables doivent être prises en compte dans l'examen de l'association entre l'activité physique, le temps d'écran, le temps de sommeil et les symptômes dépressifs et anxieux à l'adolescence. Bien que toutes les études ne s'accordent pas sur la nature de l'association entre l'activité physique et le statut socioéconomique, la majorité d'entre elles suggère qu'un statut socioéconomique élevé serait associé à un niveau d'activité physique plus élevé à l'adolescence (Sallis et al., 2000; Stalsberg et Pedersen, 2010; Stierlin et al., 2015; Young et al., 2018). Selon la méta-analyse et revue systématique de Mielke et al. (2016), entre autres, un statut socioéconomique faible serait associé à un temps d'écran dépassant les recommandations canadiennes au cours de l'adolescence dans les pays à haut revenu (Gorely et al., 2009; Hashem et

al., 2018). De plus, les adolescents dont le statut socioéconomique est plus faible dormiraient moins longtemps et présenteraient davantage de symptômes dépressifs (Marco et al., 2012; Sund et al., 2003).

Indice de masse corporel (IMC). L'IMC est aussi associé à la pratique d'activité physique au cours de l'adolescence, une augmentation de l'IMC étant associée à une diminution ultérieure de la pratique d'activité physique (Li et al., 2019; Young et al., 2018). Les jeunes présentant un niveau élevé de comportements sédentaires, incluant le temps d'écran, seraient aussi plus à risque d'obésité (Tremblay et al., 2011). De plus, une durée totale de sommeil plus courte prédirait un IMC plus élevé chez les jeunes âgés de 9 à 12 ans (Bagley et El-Sheikh, 2013). Selon la revue systématique de Russell-Mayhew et al. (2012), les jeunes étant en situation de surpoids ou d'obésité seraient aussi plus à risque de présenter des symptômes dépressifs et anxieux. La relation inverse pourrait aussi s'observer durant l'adolescence (Russell-Mayhew et al., 2012). Les résultats concernant les symptômes anxieux sont toutefois davantage mitigés dans la littérature. Malheureusement, l'IMC n'a pas été pris en compte dans plusieurs études ayant examiné le lien entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux à l'adolescence (Brière et al., 2018; Gunnell et al., 2016).

Fonctionnement familial. Il est bien établi dans la littérature que le fonctionnement familial est intimement lié aux symptômes intériorisés et aux habitudes de vie au cours de l'enfance et de l'adolescence (El-Sheikh et Kelly, 2017; Loprinzi, 2015; Zhang et al., 2018). En effet, dans un large échantillon de jeunes Américains âgés de 6 à 17 ans, il a été suggéré que les jeunes issus de familles caractérisées par un mauvais fonctionnement passeraient davantage de temps sur les écrans et pratiqueraient moins d'activité physique que ceux dont le fonctionnement familial est adéquat (Loprinzi, 2015). Chez les adolescents, un niveau élevé de conflits familiaux serait aussi associé dans le temps à un niveau plus élevé de symptômes intériorisés et à des perturbations du sommeil plus importantes (Zhang et al., 2018). En effet, les perturbations du sommeil contribueraient à expliquer une partie du lien unissant les conflits intrafamiliaux aux symptômes intériorisés à l'adolescence (Zhang et al., 2018). Une récente revue de la littérature (El-Sheikh et Kelly, 2017) a confirmé ce phénomène chez les enfants et a permis de mettre en lumière une relation bidirectionnelle entre le fonctionnement familial ainsi que la durée et la qualité du sommeil de

l'enfant. Les enfants des familles pouvant offrir un environnement soutenant et permettant le développement de relations positives auraient tendance à dormir plus longtemps, alors que l'effet inverse s'observerait chez les familles caractérisées par un haut niveau de conflits et des problématiques de santé mentale chez les parents (El-Sheikh et Kelly, 2017).

Structure familiale. Plusieurs auteurs suggèrent que la structure familiale est associée aux symptômes intériorisés, au temps d'écran et au temps de sommeil à l'enfance et à l'adolescence. Les adolescents qui ne vivent pas avec leurs deux parents naturels présenteraient plus de symptômes dépressifs et une plus courte durée de sommeil que ceux dont la famille nucléaire est encore intacte (Sund et al., 2003; Troxel et al., 2014). De plus, les garçons vivant dans une famille monoparentale passeraient davantage de temps sur les écrans, mais pas les filles (Gorely et al., 2009). Alors que la structure familiale ne serait pas associée à la pratique d'activité physique chez les filles, les résultats concernant cette association chez les garçons seraient davantage mitigés (Gorely et al., 2009). Il a aussi été suggéré qu'une combinaison de facteurs de risque familiaux, incluant la monoparentalité, pouvait modérer le lien entre une faible quantité de sommeil et un IMC plus élevé chez les enfants (Bagley et El-Sheikh, 2013). Il serait possible que de telles variables soient aussi en jeu à l'adolescence.

Dépression maternelle. Dans leur méta-analyse, Goodman et al. (2011) suggèrent que les adolescents ayant été exposés à la dépression de leur mère durant l'enfance sont plus à risque de présenter des symptômes intériorisés. Les effets de la dépression maternelle seraient plus importants chez les enfants que chez les adolescents et, peu importe l'âge, chez les filles que chez les garçons (Connelly et O'Connell, 2021; Goodman et al., 2011). De plus, selon plusieurs études recensées dans la méta-analyse de Lovejoy et al. (2000), les enfants des mères ayant un niveau plus élevé de symptômes dépressifs feraient moins d'activité physique et passeraient plus de temps devant les écrans. En effet, les mères présentant des symptômes dépressifs auraient tendance à s'isoler socialement, à craindre que leurs enfants explorent leur environnement et participent à des activités en groupe, dont des activités sportives, et pourraient ainsi encourager davantage les activités sédentaires, comme l'utilisation des écrans (Lovejoy et al., 2000). Finalement, quelques études ont suggéré qu'une durée ou qualité du sommeil plus faible chez les adolescents peut être associée à un encadrement moindre de la part des parents, à davantage de difficultés familiales ou

à une moins bonne atmosphère à la maison (Meltzer et Montgomery-Downs, 2011). Ces éléments peuvent être liés à la dépression maternelle et à la santé mentale des jeunes (Cummings et Davies, 1994; Goodman et al., 2011). Puisque plusieurs variables semblent être interreliées et associées autant avec les différentes habitudes de vie qu'avec les symptômes dépressifs et anxieux chez les jeunes, il est nécessaire qu'elles soient prises en compte dans les études s'intéressant à ces problématiques.

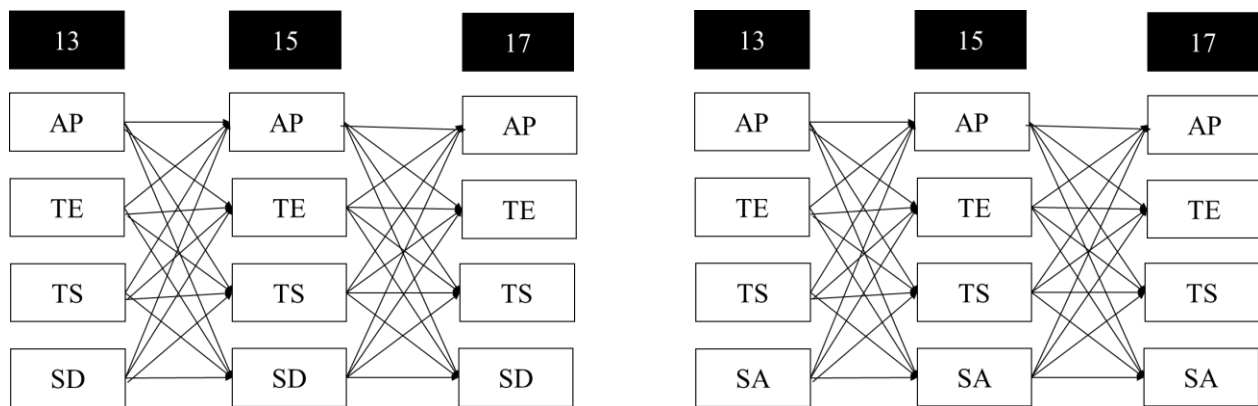
La présente étude

La pratique d'activité physique, le temps d'exposition aux écrans, le sommeil et les symptômes dépressifs et anxieux semblent interreliés à l'adolescence. Toutefois, les associations spécifiques existant entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux ainsi que leurs potentielles associations indirectes, qui pourraient être expliquées par le temps d'écran et de sommeil, doivent être clarifiées. De ce fait, il s'avère nécessaire de prendre en compte le temps d'écran et le temps de sommeil dans l'examen de la relation entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux. Alors que plusieurs chercheurs s'entendent sur le fait que deux temps de mesure ne sont pas suffisants pour examiner la direction d'un lien, les études longitudinales incluant un minimum de trois temps de mesure et s'intéressant à la nature ainsi qu'à la direction du lien entre la pratique d'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux durant toute la période de l'adolescence sont rares (Biddle et al., 2019; Curran et Willoughby, 2003; Hankin et al., 2007). De plus, au meilleur de nos connaissances, aucune étude à ce jour n'a examiné simultanément les effets directs et indirects unissant ces deux variables, dont les possibles effets médiateurs du temps d'écran et du temps de sommeil, tout en examinant le potentiel effet modérateur du sexe de l'adolescent (Lubans et al., 2016). Un modèle examinant les relations entre toutes ces variables est donc nécessaire pour comprendre les mécanismes sous-jacents à ce phénomène. À l'aide d'un modèle intégré utilisant une procédure statistique robuste, la présente étude permet d'examiner les relations existant entre ces variables sur trois temps de mesure au cours de l'adolescence, tout en considérant plusieurs covariables importantes parfois omises dans certaines études, soit le statut socioéconomique, l'IMC, le fonctionnement familial, la structure familiale et la dépression maternelle. Elle permet ainsi de combler le manque de connaissances issues de données longitudinales et d'examiner des associations transactionnelles qui n'ont pas été encore explorées dans le but de mettre en place de nouvelles recommandations et interventions.

Questions de recherche et hypothèses

Le présent projet de recherche a pour objectif de répondre aux questions suivantes : (1) Quelles sont les associations bidirectionnelles existant entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux chez les adolescents québécois à 13, 15 et 17 ans en contrôlant pour le temps d'écran et le temps de sommeil ? (2) Est-ce que les liens existants entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux sont médiés par le temps d'écran et le temps de sommeil? (3) Comment ces associations diffèrent-elles chez les participants en fonction de leur sexe au cours de l'adolescence? Des associations bidirectionnelles entre les symptômes dépressifs et anxieux et le niveau d'activité physique, des effets médiateurs du temps d'écran et de sommeil ainsi que des différences de sexe sont attendues.

Figure 1. Micro-modèles



Note. AP = activité physique. TE = temps d'écran. TS = temps de sommeil. SD = symptômes dépressifs. SA = symptômes anxieux.

Méthode

Participants et procédures

Les données utilisées sont tirées de l'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ELDEQ), coordonnée par l'Institut de la statistique du Québec (2016). L'ELDEQ est représentative de la population québécoise à l'exception des jumeaux, des habitants du Nord-du-Québec, du Nunavik, de la Baie-James et des communautés autochtones du Québec. L'échantillon original comportant 2837 enfants nés entre 1997 et 1998 a été stratifié par région provinciale et

sélectionné de façon aléatoire à partir du registre des naissances du Québec. Les participants devaient parler français ou anglais pour être inclus dans l'étude. Ceux qui étaient introuvables (N=186), qui provenaient des premières nations (N=93), ceux dont le consentement parental n'a pas été obtenu (N=438) ainsi qu'un échantillon de participants surreprésenté en raison de la crise du verglas de 1998 (N=103) ont été exclus de l'étude. La cohorte initiale longitudinale comportait 2120 participants, dont 49,1 % étaient de sexe féminin (Institut de la statistique du Québec, 2016; Orri et al., 2021). À partir de l'âge de 5 mois, tous les participants qui ne s'étaient pas activement retirés de l'étude étaient contactés chaque année jusqu'à l'âge de 8 ans et tous les deux ans par la suite. Les collectes de données comportaient des questionnaires aux parents, aux enfants et aux enseignants. Le consentement écrit éclairé était obtenu des enfants, des parents et des enseignants impliqués. Jusqu'à l'âge de 20 ans, les enfants des familles s'étant retirées de l'étude étaient plus susceptibles d'être des garçons, d'avoir un statut socioéconomique plus faible, de provenir d'une famille non intacte et d'avoir une mère ayant présenté une consommation d'alcool plus grande durant la grossesse et un plus haut niveau de symptômes dépressifs post-partum (Orri et al., 2021).

La présente étude se base sur les données mesurées auprès des participants aux âges de 13, 15 et 17 ans (Institut de la statistique du Québec, 2016). En conservant les participants ayant au moins une donnée sur une des principales variables incluses dans les analyses, soit l'activité physique, les symptômes anxieux et dépressifs, le temps d'écran et le temps de sommeil, à au moins un de ces temps de mesure, 1556 participants sont comptés dans l'échantillon final en raison de l'attrition et de la variation de la participation des familles d'une année à l'autre. En comparaison avec l'échantillon original, les participants du présent échantillon sont plus susceptibles d'être de sexe féminin (OR = 1,6, $p = 0,001$), de provenir d'une famille ayant un revenu plus élevé (OR = 1,4, $p = 0,03$) et d'avoir une mère détenant un diplôme universitaire (OR = 1,6, $p = 0,001$). L'échantillon final ne diffère pas de l'échantillon original en ce qui a trait à l'âge de la mère à la naissance du participant (OR = 0,9, $p = 0,18$) et à son obtention d'un diplôme d'études secondaires (OR = 1,1, $p = 0,60$) (London-Nadeau et al., 2021).

Mesures

Symptômes dépressifs. Les symptômes dépressifs sont autorapportés par l'adolescent aux trois temps de mesure. À 13 ans, le niveau de symptômes dépressifs a été mesuré à l'aide de la version

courte de l'Inventaire de dépression de l'enfant (CDI; Kovacs, 1985). Ce questionnaire est constitué de 10 items pouvant être répondus sur une échelle à trois niveaux. Par exemple, devant la question « Durant les deux dernières semaines... », le jeune avait le choix de répondre (1) « Personne ne m'aime vraiment », (2) « Je me demande si quelqu'un m'aime » ou (3) « Je suis sûre que quelqu'un m'aime ». Le score total était initialement rapporté sur une échelle allant de 0 à 20 et a été ramené sur une échelle de 0 à 10 afin de permettre des comparaisons adéquates avec d'autres temps de mesure. Un score élevé représente un niveau de symptômes dépressifs élevé. Le CDI est un outil standardisé qui présente une bonne fidélité test-retest (Kovacs, 1985). Les items du questionnaire présentent une bonne cohérence interne ($\alpha=0,83$) (Institut de la statistique du Québec, 2016). À 15 et 17 ans, le niveau de symptômes dépressifs a été mesuré par le Questionnaire sur la Santé Mentale et l'Inadaptation à l'Adolescence (MIA; Côté et al., 2017). Huit items évaluaient les symptômes dépressifs, par exemple « Je n'ai pris plaisir à rien, je ne m'intéressais à rien ». Pour chaque item, le répondant devait indiquer si, au cours des 12 derniers mois, cet énoncé s'était appliqué à lui sur une échelle de Likert à trois niveaux comportant les choix (1) « Jamais vrai », (2) « Parfois vrai » ou (3) « Souvent vrai ». Le score total obtenu était ensuite rapporté sur une échelle allant de 0 à 10, un score élevé représentant un niveau de symptômes dépressifs élevé (Institut de la statistique du Québec, 2016). Le MIA présente une bonne validité convergente et divergente, une fidélité adéquate ainsi qu'une excellente cohérence interne pour l'échelle des symptômes dépressifs ($\alpha=0,90$) (Côté et al. 2017).

Symptômes anxieux. Les symptômes anxieux sont aussi autorapportés par l'adolescent aux trois temps de mesure. Les quatre items mesurant le niveau de symptômes anxieux proviennent du Social Behavior Questionnaire (SBQ; Tremblay et al., 1991). L'élève devait indiquer à quel point chaque énoncé lui correspondait face à des questions telles que « Durant les 6 derniers mois, je suis trop craintif ou nerveux » sur une échelle de Likert à trois niveaux comprenant les choix (1) « Jamais ou pas vrai », (2) « Quelquefois ou un peu vrai » ou (3) « Souvent ou très vrai ». Le score total était rapporté sur une échelle allant de 0 à 10, un score élevé représentant un niveau de symptômes anxieux élevé. Le SBQ présente une bonne fidélité test-retest et les quatre items sélectionnés présentent une bonne cohérence interne ($\alpha=0,76$) (Tremblay et al., 1991; Institut de la statistique du Québec, 2016). À 15 et 17 ans, le niveau de symptômes anxieux a été mesuré par le MIA (Côté et al., 2017). Neuf items évaluaient les symptômes anxieux, par exemple « J'ai été trop

craintif ou nerveux ». Pour chaque item, le répondant devait indiquer si, au cours des 12 derniers mois, cet énoncé s'était appliqué à lui sur une échelle de Likert à trois niveaux comportant les choix (1) « Jamais vrai », (2) « Parfois vrai » ou (3) « Souvent vrai ». Le score total obtenu était ensuite rapporté sur une échelle allant de 0 à 10, un score élevé représentant un niveau de symptômes anxieux élevé (Institut de la statistique du Québec, 2016). Le MIA présente une bonne validité convergente et divergente, une fidélité adéquate ainsi qu'une bonne cohérence interne pour l'échelle d'anxiété ($\alpha=0,86$) (Côté et al. 2017).

Activité physique. À 13, 15 et 17 ans, le niveau d'activité physique est représenté par un indice d'activité physique de loisirs dont la construction a été adaptée de la méthode présentée par l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ ; Nolin, 2018). L'activité physique de loisir correspond aux activités physiques pratiquées durant les temps libres (p.ex. aller marcher, faire de la bicyclette, danser, conditionnement physique). L'indice se base sur la fréquence (nombre de jours par semaine), l'intensité (Metabolic Equivalent Tasks [METs], soit le nombre d'équivalents en multiples du métabolisme au repos, lequel est égal à 1 MET) et l'indice de dépense énergétique (kilocalories/kilogramme/semaine, soit la multiplication de la fréquence, de la durée et de l'intensité; Nolin, 2018). Ces informations étaient obtenues à partir de cinq items autorapportés par l'adolescent pouvant être répondus sur une échelle de Likert comprenant deux à sept niveaux, selon les questions. Par exemple, à la question « Habituellement, durant tes loisirs, combien de jour(s) par semaine fais-tu des activités physiques ? », l'adolescent pouvait répondre (1) « 1 jour par semaine », (2) « 2 jours par semaine », (3) « 3 jours par semaine », (4) « 4 jours par semaine » ou (5) « 5 jours par semaine ». Les scores obtenus dans les trois critères permettaient de situer son niveau d'activité physique de loisir global sur une échelle à cinq niveaux allant de « Actif » (minimum) à « Sédentaire » (maximum). Pour faciliter l'interprétation des résultats, l'échelle a été inversée, les niveaux d'activité physique finaux étant : (1) « Sédentaire », (2) « Très peu actif », (3) « Un peu actif », (4) « Moyennement actif » et (5) « Actif » (Nolin, 2018)¹, et la variable a été analysée comme étant continue.

¹ Pour le détail de la codification, des critères et des algorithmes permettant de définir les niveaux d'activité physique de loisir des filles et des garçons selon l'indice, veuillez vous référer à l'article de Nolin (2018).

Temps d'écran. À 13, 15 et 17 ans, le temps d'écran hebdomadaire moyen inclut le temps passé à regarder la télévision, le temps passé à jouer à des jeux vidéo et le temps passé à l'ordinateur à des fins de loisir. Cette variable a été créée par la somme de ces trois items autorapportés par l'adolescent. Ce dernier devait indiquer l'intervalle du nombre d'heures où il considérait se situer par rapport à chaque type d'écran utilisé sur une échelle de fréquence à huit niveaux allant de « Aucune » (minimum) à « Plus de vingt heures par semaine » (maximum), soit (1) « Aucune », (2) « Moins d'une heure », (3) « De 1 à 2 heures », (4) « De 3 à 5 heures », (5) « De 6 à 10 heures », (6) « De 11 à 14 heures », (7) « De 15 à 20 heures », (8) « Plus de 20 heures ». Par exemple, pour examiner le temps moyen hebdomadaire passé à jouer à des jeux vidéo, l'adolescent devait répondre à la question : « Durant une semaine normale, combien d'heures as-tu passées habituellement à jouer à des jeux vidéo, y compris Xbox, Nintendo DS, Wii et PlayStation? » (Institut de la statistique du Québec, 2016).

Temps de sommeil. À 13 ans, le temps total moyen de sommeil nocturne de l'adolescent était obtenu par la réponse de la mère, en heures et en minutes, à l'énoncé : « Indiquez la durée totale du sommeil de nuit de votre jeune (en moyenne) ». À 15 et 17 ans, le temps total moyen de sommeil nocturne de l'adolescent était obtenu par le calcul automatisé de son nombre moyen d'heures de sommeil nocturne selon ses heures de lever et de coucher en semaine et durant la fin de semaine, soit quatre items autorapportés provenant de l'Enquête longitudinale auprès des élèves saguenéens et jeannois âgés de 14 ans en 2002. Par exemple, l'adolescent devait répondre à la question : « Durant une semaine normale, en général, à quelle heure te lèves-tu le matin ? » Seul le nombre d'heures a été considéré dans les analyses, le nombre de minutes présentant majoritairement des données manquantes (Institut de la statistique du Québec, 2016).

Variables de contrôle. Le sexe (assigné à la naissance) de l'adolescent est une variable dichotomique composée d'un item répondu par la mère ou le père lorsque le participant était âgé de cinq mois (0 = garçon, 1 = fille). Pour la présente étude, le statut socioéconomique, l'IMC, le fonctionnement familial et le type de famille à 13 ans ainsi que la dépression maternelle lorsque l'enfant était âgé de 6 ans ont été utilisés comme variables de contrôle. Les variables ont été recueillies par l'interviewer aux trois temps de mesure. Le statut socioéconomique correspond à un score normalisé pour l'ensemble de l'échantillon décrivant l'occupation des parents de l'enfant,

leur niveau d'éducation et la position économique du ménage. Il est rapporté par la mère et/ou le père à chaque temps de mesure et est composé de deux à huit items, selon la configuration familiale. Par exemple, il était demandé aux parents : « Quel a été votre revenu personnel total avant impôts et retenues au cours des 12 derniers mois, si l'on compte toutes les sources? » L'IMC a été calculé à partir du poids et de la taille de l'adolescent mesurés par l'interviewer à 13 ans et autorapportés par l'adolescent à 15 et 17 ans. Les résultats étaient ensuite catégorisés en fonction de l'âge et du sexe du jeune afin de déterminer s'il se trouvait ou non en situation d'embonpoint ou d'obésité (0 = ni embonpoint ni obésité, 1 = embonpoint ou obésité). Le fonctionnement familial, rapporté par la mère, a été mesuré à l'aide de sept items tirés du McMaster Family Assessment Device (FAD; Epstein et al., 1983). Par exemple, il était demandé à la mère de situer son niveau d'accord avec l'énoncé suivant : « Nous exprimons nos sentiments l'un à l'autre. » Chaque item pouvait être répondu sur une échelle de Likert à quatre niveaux, allant de « Entièrement d'accord » à « Entièrement en désaccord », soit (1) « Entièrement d'accord », (2) « D'accord », (3) « En désaccord » ou (4) « Entièrement en désaccord ». Après inversion de certains items, le score global était calculé puis ramené sur une échelle variant de 0 (famille fonctionnelle) à 10 (famille dysfonctionnelle). Les sept items présentent une bonne cohérence interne ($\alpha=0,82$) (Côté et al., 2017). Le type de famille (0 = non intacte, 1 = intacte) était rapporté par la mère aux trois temps de mesure. Une famille est considérée intacte lorsque les deux parents biologiques sont encore en couple et non intacte lorsque les deux parents biologiques ne sont plus en couple, telles que les familles monoparentales ou recomposées (Institut de la statistique du Québec, 2016). La dépression maternelle était évaluée lorsque l'enfant avait six ans à l'aide de six items autorapportés par la mère. Cette dernière devait indiquer à quel point chaque énoncé lui correspondait face à des questions telles que « Combien de fois vous êtes-vous sentie ou comportée de cette façon au cours de la dernière semaine : Je me suis sentie déprimée » sur une échelle de Likert à quatre niveaux comprenant les choix (1) « Rarement ou jamais (moins d'un jour) », (2) « Parfois ou une toute petite partie du temps (1 à 2 jours) », (3) « Occasionnellement ou une partie modérée du temps (3 à 4 jours) » et (4) « La plupart du temps ou tout le temps (5 à 7 jours) ». Le score total obtenu était ensuite rapporté sur une échelle allant de 0 à 10, un score élevé représentant un niveau de symptômes dépressifs élevé (Institut de la statistique du Québec, 2016). Cette échelle présente une bonne cohérence interne ($\alpha=0,82$) (Institut de la statistique du Québec, 2016). Puisque l'origine ethnique n'était corrélée significativement à aucune variable principale examinée dans la présente

étude et que l'échantillon est davantage homogène qu'hétérogène, elle n'a pas été incluse comme variable contrôle.

Stratégies analytiques et devis

La présente étude de cohorte présente un devis non expérimental corrélationnel longitudinal et elle consiste en l'analyse de données secondaires. Des analyses descriptives et préliminaires de l'échantillon ont été effectuées. Dans un premier temps, puisque trois temps de mesure étaient disponibles, des modèles autorégressifs à décalage croisé avec intercepte aléatoire (MADC-IA; Hamaker et al., 2015) ont été conduits dans Mplus 7 (Muthén et Muthén, 2017). Le MADC-IA permet d'estimer les différences intrapersonne indépendamment de la variance interpersonne, et estime ainsi les changements de niveaux moyens propres à l'individu. Ce modèle est donc tout indiqué pour examiner les associations intrapersonne bidirectionnelles entre les différentes habitudes de vie et les symptômes dépressifs et anxieux, tout en contrôlant pour la stabilité de ces construits dans le temps. Un estimateur de vraisemblance maximale robuste aux erreurs standards (MLR) a été utilisé pour que les modèles soient robustes à la non-normalité. La méthode de la vraisemblance maximale avec information complète (FIML) a été utilisée pour estimer la valeur des données manquantes selon les valeurs des autres données disponibles dans l'échantillon (Enders et Bandalos, 2001). Chaque modèle final a été élaboré selon une approche de construction de modèle. Des contraintes d'égalité sur les coefficients autorégressifs ont été imposées pour vérifier le postulat de stationnarité. Puis, des contraintes d'égalité sur les coefficients prédictifs à décalage croisé et sur les corrélations transversales ont été imposées pour vérifier le postulat d'équilibre prédictif. Ces deux postulats se sont avérés être non respectés. Dans un deuxième temps, nous avons examiné si les associations sont modérées par le sexe de l'adolescent à l'aide d'analyses multigroupes. Dans un troisième temps, nous avons examiné la présence d'effets indirects à l'aide du programme PRODCLIN, une méthode robuste qui n'assume pas la normalité de la distribution des effets indirects (MacKinnon et al., 2007; la méthode par défaut de Mplus, la méthode delta ou le test de Sobel assument une distribution normale pour les calculer). Les variables de contrôle ont été choisies pour leur pertinence théorique et leurs corrélations significatives avec les variables d'intérêt (symptômes dépressifs, symptômes anxieux, activité physique, temps d'écran et temps de sommeil). Par souci de parcimonie, elles ont été incluses aux analyses lorsqu'elles étaient significativement associées à une variable principale avant les

analyses multigroupes ou à des différences d'associations significatives entre les filles et les garçons à au moins un temps de mesure.

Pour évaluer l'adéquation des différents modèles, plusieurs indices ont été utilisés. Pour témoigner d'une bonne adéquation absolue, un modèle devait tendre vers un chi carré (χ^2) non significatif, un « Standardized Root Mean Square Residual » (SRMR) < 0,08 et un « Root Mean Square Error of Approximation » (RMSEA) < 0,10 (Hu et Bentler, 1999; Steiger, 1990). Le « Comparative Fit Index » (CFI) et le « Tucker-Lewis Index » (TLI) devaient être > 0,95 pour affirmer qu'un modèle présente une bonne adéquation aux données et > 0,90 pour affirmer que son adéquation est acceptable (Hu et Bentler, 1999). Pour examiner si les différences entre les filles et les garçons sont significatives, les modèles ont été stratifiés selon le sexe de l'adolescent, puis des modèles nichés, soit un modèle estimé librement et un modèle comprenant une contrainte d'égalité, ont été comparés entre eux. Les indices suivants ont été observés : un $\Delta\chi^2$ non significatif (« Satorra–Bentler Scaled Chi-Square Test »; Satorra, 2000), un Δ RMSEA < 0,015 et un Δ CFI < 0,01 indiquaient qu'il n'y a pas de différence significative entre deux modèles nichés (Chen, 2007; Cheung et Rensvold, 2002). Un Δ CFI témoignait d'une possible différence s'il se situait entre 0,01 et 0,02 et d'une différence significative au-delà de 0,02 (Cheung et Rensvold, 2002).

Résultats

Statistiques descriptives et analyses préliminaires

Les statistiques descriptives et corrélations entre toutes les variables sont présentées dans le Tableau 1. 52,1 % des 1556 participants inclus dans l'échantillon final sont de sexe féminin et 94,0 % se définissent comme Caucasiens. Lorsque l'adolescent était âgé de 13 ans, 16,5 % des familles présentaient un revenu familial annuel de moins de 40 000 \$, 15,5 % de 40 000 \$ à 59 999 \$, 18,0 % de 60 000 \$ à 79 999 \$ par année, 12,9 % de 80 000 à 99 999 \$ et 37 % de 100 000 \$ et plus. À 13 ans, la majorité des familles rapportaient peu de difficultés au niveau du fonctionnement familial (89,3 % ont un score inférieur ou égal à 3,33/10) et 61,9 % des familles étaient intactes. Au même âge, la majorité des jeunes n'était pas en situation d'embonpoint ou d'obésité (70,1 %). Peu de symptômes de dépression maternelle lorsque le jeune avait 6 ans ont été rapportés par les mères.

Les niveaux de symptômes dépressifs et anxieux moyens augmentent au cours de l'adolescence, particulièrement entre 13 et 15 ans, mais demeurent toutefois faibles ou modérés. En effet, à 13 ans, la grande majorité des jeunes présente très peu de symptômes dépressifs et anxieux, ces niveaux augmentant à 15 ans et se stabilisant à 17 ans. En ce qui a trait au niveau d'activité physique, si la moyenne se situe au centre de l'intervalle tout au long de l'adolescence, il est intéressant de constater que peu de jeunes se situent dans la catégorie médiane « Un peu actif », la majorité des jeunes se retrouvant à part similaire dans les catégories « Sédentaire » ou « Très peu actif » et « Moyennement actif » ou « Actif ». Les niveaux de temps d'écran et de temps de sommeil moyens sont aussi stables au cours de l'adolescence, les jeunes Québécois passant en moyenne environ 11h par semaine devant un écran et dormant environ 8h par nuit. Le temps de sommeil moyen diminue toutefois légèrement avec l'avancée en âge.

De façon générale, l'activité physique est significativement et négativement corrélée aux symptômes dépressifs et anxieux à tous les temps de mesure. À 17 ans, le niveau d'activité physique est aussi corrélé négativement au temps d'écran. À certains temps de mesure, le temps d'écran est corrélé significativement et négativement aux symptômes dépressifs et anxieux ainsi qu'au temps de sommeil à 17 ans. Le temps de sommeil est généralement corrélé négativement et de façon significative aux symptômes dépressifs et anxieux au cours de l'adolescence. Les variables de contrôle sont aussi généralement corrélées entre elles et avec les autres variables à différents temps de mesure. Finalement, les différents temps de mesure d'une même variable sont généralement corrélés significativement et positivement entre eux.

Tableau 1. Statistiques descriptives et corrélations bivariées

Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.	16.	17.	18.	19.	20.	21.
1. Sexe ^a	1																				
2. SSE	-,01	1																			
3. FF	-,03	-,04	1																		
4. TF ^b	,03	,33**	-,03	1																	
5. IMC	-,02	-,10**	-,01	-,07*	1																
6. DM	-,05	-,17**	,30**	-,15**	,03	1															
7. AP (13 ans)	-,16**	,12**	,01	,05	-,05	-,06*	1														
8. AP (15 ans)	-,20**	,20**	-,05	,16**	-,06	-,10**	,46**	1													
9. AP (17 ans)	-,17**	,15**	-,01	,10**	-,01	-,12**	,37**	,55**	1												
10. TE (13 ans)	-,21**	,00	,05	-,02	,03	,04	-,05	-,03	-,04	1											
11. TE (15 ans)	-,32**	,03	,06*	,01	,02	,04	-,04	-,01	-,02	,46**	1										
12. TE (17 ans)	-,33**	,02	,03	-,03	,06*	,07*	-,02	-,04	-,06*	,35**	,48**	1									
13. TS (13 ans)	-,04	-,03	-,05	,02	-,06	-,12**	,01	,00	,06	-,06	-,02	,06	1								
14. TS (15 ans)	-,06*	-,05*	-,04	-,01	,02	-,04	-,00	-,02	,02	-,03	-,04	,03	,48**	1							
15. TS (17 ans)	,02	-,11**	-,08*	-,03	,05	-,08**	-,01	-,06	-,04	-,09**	-,11**	-,03	,36**	,46**	1						
16. SD (13 ans)	,15**	-,02	,14**	-,06*	,17**	,06*	-,21**	-,20**	-,17**	,07*	-,01	-,01	-,07*	-,02	-,02	1					
17. SD (15 ans)	,36**	,01	,15**	-,04	,08**	,09**	-,16**	-,17**	-,16**	,03	,03	-,08**	-,08**	-,09**	-,05	,44**	1				
18. SD (17 ans)	,32**	-,04	,09**	-,04	,10**	,07*	-,14**	-,21**	-,20**	,02	,01	-,03	-,07*	-,11**	-,07*	,38**	,06**	1			
19. SA (13 ans)	,25**	-,02	,13**	-,08**	,10**	,07*	-,14**	-,13**	-,13**	,02	-,03	-,00	-,02	-,02	-,03	,53***	,42**	,33**	1		

20. SA (15 ans)	,36**	-,01	,11**	-,06	,08**	,11**	-,14**	-,12**	-,12**	,03	,00	-,10**	-,10**	-,09**	-,03	,36**	,74**	,50**	,41**	1	
21. SA (17 ans)	,35**	-,04	,07*	-,07**	,11**	,06*	-,13**	-,16**	-,15**	-,03	-,04	-,08**	-,08*	-,10**	-,01	,32**	,54**	,74**	,37**	,59**	1
<i>N</i>	1556	1282	1067	1278	1229	1214	1219	1417	1230	1230	1433	1240	1069	1153	1015	1228	1442	1264	1229	1443	1266
Moyenne/ % (1)	52,1	-,02	1,90	61,9	29,9	1,14	3,00	2,97	2,82	11,5	11,9	11,6	8,9	8,4	8,1	1,43	3,49	3,81	2,42	4,10	4,40
Écart type -		1,02	1,49	-	-	1,46	1,53	1,55	1,55	3,27	3,35	3,51	,80	,88	,99	1,58	2,25	2,32	2,39	2,18	2,19
Intervalle	0-1	-3,01- 2,72	0-10	0-1	0-1	0-8,89	1-5	1-5	1-5	3-24	1-24	2-24	6-12	4-12	1-12	0-9	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10

Note. SSE : statut socioéconomique, FF : fonctionnement familial, TF : type de famille, IMC : indice de masse corporelle, DM :
dépression maternelle, AP : activité physique, TE : temps d'écran, TS : temps de sommeil, SD : symptômes dépressifs, SA :
symptômes anxieux.

^a 0 = garçon. 1 = fille.

^b 0 = non intacte. 1 = intacte.

N = 1556. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$.

Analyses à décalage croisé

Par souci de clarté et de synthèse, nous avons choisi de ne présenter que les résultats au moins marginalement significatifs et ceux qui le sont chez un sexe, mais pas chez l'autre, à des fins de comparaison. L'intégralité des résultats des analyses effectuées est présentée en annexe.

Dans un premier temps, sans considérer le sexe de l'adolescent, des analyses à décalage croisé ont été conduites afin d'observer les liens existants entre le niveau d'activité physique, les symptômes dépressifs et anxieux et les habitudes de vie. Les quatre modèles testés présentent une excellente adéquation (voir annexe). Des effets autorégressifs significatifs de taille faible à moyenne ($\beta = [0,178-0,453]$, $p \leq 0,01$) sont observés tout au long de l'adolescence pour l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux, que l'on considère ou non les autres habitudes de vie. Quant aux associations à décalage croisé, il est possible d'observer qu'une augmentation de l'activité physique à 15 ans est liée significativement à une diminution des symptômes dépressifs à 17 ans ($\beta = -0,103$, $p = 0,003$), et ce même après l'ajout des variables de temps d'écran et de temps de sommeil ($\beta = -0,113$, $p = 0,001$). Toutefois, aucun effet à décalage croisé significatif ($p \leq 0,10$) entre le niveau d'activité physique et de symptômes anxieux n'est observé au cours de l'adolescence, que l'on considère ou non le temps d'écran et le temps de sommeil. Finalement, l'activité physique et les symptômes dépressifs à 17 ans sont corrélés négativement ensemble, que l'on considère ($r = -0,080$, $p = 0,023$) ou non les autres habitudes de vie ($r = -0,082$, $p = 0,020$). L'activité physique et le temps de sommeil à 17 ans sont aussi corrélés négativement ensemble dans les modèles examinant les symptômes dépressifs ($r = -0,074$, $p = 0,075$) et les symptômes anxieux ($r = -0,072$, $p = 0,090$).

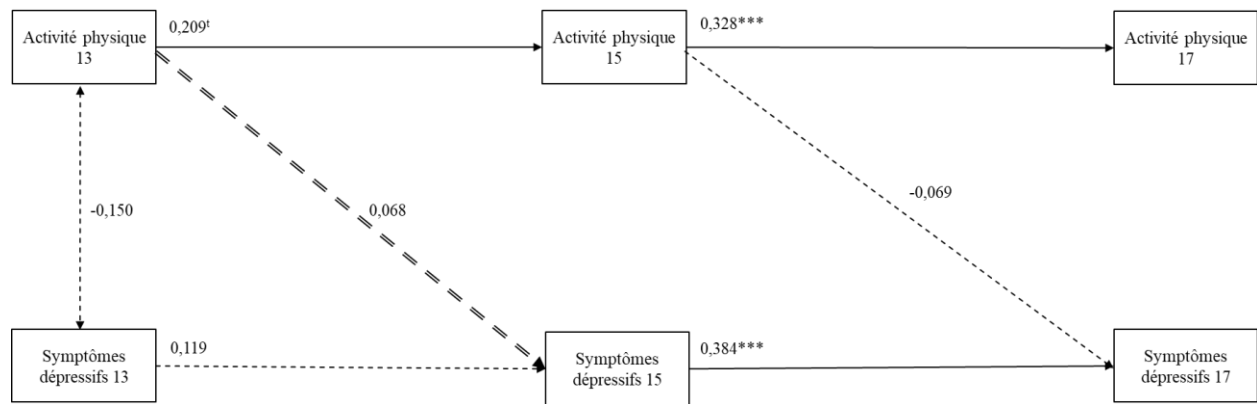
Analyses multigroupes : modèles à décalage croisé examinant les symptômes dépressifs

Modèle examinant l'activité physique et les symptômes dépressifs. Le modèle présente une adéquation acceptable ($\chi^2(54) = 254,446$, $p \leq 0,001$, RMSEA = 0,069, CFI = 0,858, TLI = 0,795, SRMR = 0,072). Des effets autorégressifs de taille moyenne, au moins marginalement significatifs, sont observés pour l'activité physique et les symptômes dépressifs pour les deux sexes ($\beta = [0,209-0,462]$, $p \leq 0,10$), sauf pour les symptômes dépressifs de 13 à 15 ans chez les garçons ($\beta = 0,119$, $p = 0,267$), sans que cette différence soit significative ($\Delta\chi^2 = 0,583$, $p = 0,445$). Pour ce qui est des effets à décalage croisé, l'augmentation de l'activité physique à 13 ans est associée de façon

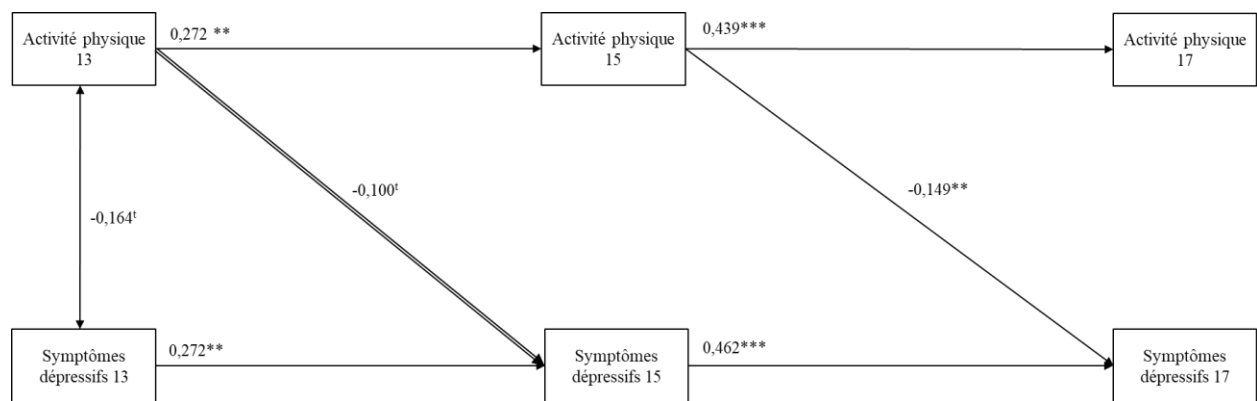
marginalement significative à la diminution des symptômes dépressifs à 15 ans chez les filles ($\beta = -0,100, p = 0,084$), mais pas chez les garçons ($\beta = 0,068, p = 0,322$). Cette association s'est avérée être significativement différente entre les deux sexes ($\Delta\chi^2 = 4,880, p = 0,027$). De plus, il est observé qu'une augmentation du niveau d'activité physique à 15 ans prédit de façon significative une diminution du niveau de symptômes dépressifs à 17 ans, uniquement chez les filles ($\beta = -0,149, p = 0,003$). Cette association ne serait toutefois pas significativement différente ($\Delta\chi^2 = 1,776, p = 0,183$) de celle des garçons ($\beta = -0,069, p = 0,195$). Finalement, à 13 ans, l'activité physique est corrélée de façon marginalement significative aux symptômes dépressifs chez les filles ($r = -0,164, p = 0,066$), sans que cette corrélation intratempore soit significativement différente de celle des garçons ($r = -0,150, p = 0,220; \Delta\chi^2 = 0,233, p = 0,629$).

Figure 2. Symptômes dépressifs et activité physique chez les garçons et les filles

Garçons



Filles



Note. Modèle 5 : coefficients de régressions standardisés et corrélations intratempore marginalement significatifs, significatifs ou significativement différents selon le sexe du modèle à décalage croisé examinant l'activité physique et les symptômes dépressifs.

Variables de contrôle_g : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,095, p \leq 0,10$);
Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = 0,132, p \leq 0,05$);
IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,123, p \leq 0,05$); Dépression maternelle (6
ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,005, p > 0,10$).

Variables de contrôle_f : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,233, p \leq 0,001$);
Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = 0,169, p \leq 0,001$);
IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,059, p > 0,10$); Dépression maternelle (6
ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,106, p \leq 0,05$).

Ligne double = différence de sexe ($p \leq 0,10$), si pleine = régression $p \leq 0,10$, si pointillée =
régression $p > 0,10$.

$N_g = 746. N_f = 808. {}^t p \leq 0,10. * p \leq 0,05. ** p \leq 0,01. *** p \leq 0,001.$

Modèle examinant l'activité physique, les habitudes de vie et les symptômes dépressifs.

Le modèle présente une bonne adéquation ($\chi^2(104) = 331,637, p \leq 0,001, RMSEA = 0,053, CFI = 0,905, TLI = 0,791, SRMR = 0,053$). Des effets autorégressifs de taille moyenne aux moins marginalement significatifs sont observés pour l'activité physique et les symptômes dépressifs pour les deux sexes ($\beta = [0,212-0,456], p \leq 0,10$), sauf pour les symptômes dépressifs de 13 à 15 ans chez les garçons ($\beta = 0,110, p = 0,345$). De plus, il est possible d'observer des effets autorégressifs de taille faible à moyenne aux moins marginalement significatifs du temps d'écran et de sommeil tout au long de l'adolescence chez les filles ($\beta = [0,207-0,309], p \leq 0,10$), mais seulement du temps de sommeil entre 15 et 17 ans chez les garçons ($\beta = 0,193, p = 0,062$). Aucun de ces effets autorégressifs n'était significativement différent entre les filles et les garçons ($p \leq 0,10$).

Quant aux effets à décalage croisé, la taille et la nature des associations entre le niveau d'activité physique et de symptômes dépressifs demeurent très semblables à tous les temps de mesure lorsqu'on introduit dans le modèle le temps d'écran et de sommeil, autant pour les filles que pour les garçons. L'association entre le niveau d'activité physique à 13 ans et de symptômes dépressifs à 15 ans demeure significativement différente entre les filles ($\beta = -0,104, p = 0,091$) et les garçons ($\beta = 0,060, p = 0,0405; \Delta\chi^2 = 5,213, p = 0,022$), tout comme celle entre le niveau d'activité physique à 13 ans et de temps d'écran à 15 ans ($\beta_f = -0,217, p = 0,004; \beta_g = 0,066, p = 0,444; \Delta\chi^2 = 9,292, p = 0,002$). Dans ces deux cas, les associations ont une taille d'effet plus importante chez les filles et sont de sens inverse à celles des garçons. Une différence significative de sexe est aussi observée entre le niveau de symptômes dépressifs à 13 ans et le temps d'écran à 15 ans ($\Delta\chi^2 = 3,870, p =$

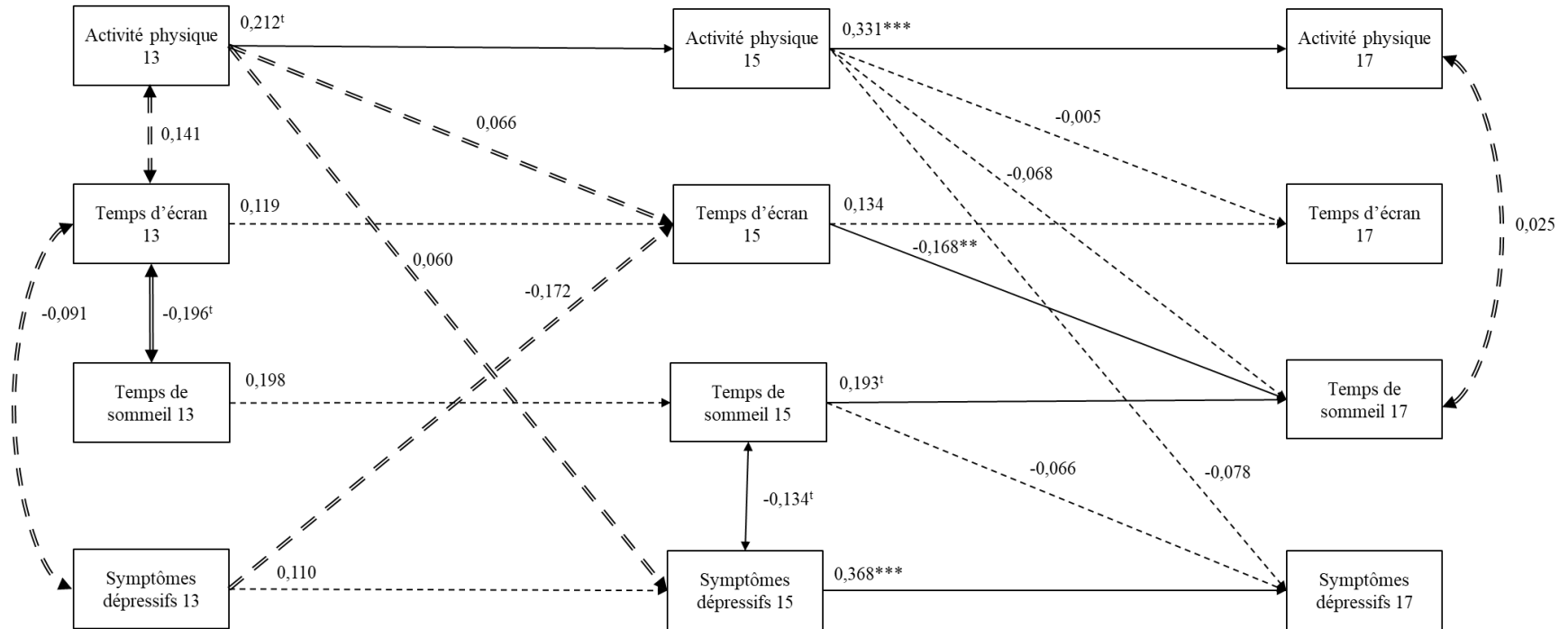
0,049), quoique cette association soit non significative pour les deux sexes ($\beta_f = 0,084, p = 0,316; \beta_g = -0,172, p = 0,153$).

D'autres associations significatives sont observées chez les filles ou les garçons, sans que ces dernières soient significativement différentes ($p \leq 0,10$). Après l'ajout des autres habitudes de vie, chez les filles uniquement, une augmentation du niveau d'activité physique à 15 ans est associée à une diminution significative subséquente du niveau de symptômes dépressifs ($\beta_f = -0,163, p = 0,001; \beta_g = -0,078, p = 0,156$), de temps d'écran ($\beta_f = -0,151, p = 0,025; \beta_g = -0,005, p = 0,952$) et de temps de sommeil ($\beta_f = -0,170, p = 0,008; \beta_g = -0,068, p = 0,351$), et donc à un changement de niveau pour toutes les autres habitudes de vie à 17 ans. De plus, une augmentation du temps de sommeil à 15 ans est associée à une diminution marginalement significative du niveau de symptômes dépressifs à 17 ans chez les filles ($\beta = -0,097, p = 0,079$), mais pas chez les garçons ($\beta = -0,066, p = 0,347$). Finalement, il est possible d'observer qu'une augmentation du temps d'écran à 15 ans est associée à une diminution du temps de sommeil à 17 ans chez les garçons ($\beta = -0,168, p = 0,007$), mais pas chez les filles ($\beta = -0,022, p = 0,758$). Aucun effet indirect ne s'est révélé au moins marginalement significatif ($p \leq 0,10$) dans les modèles examinant les symptômes dépressifs.

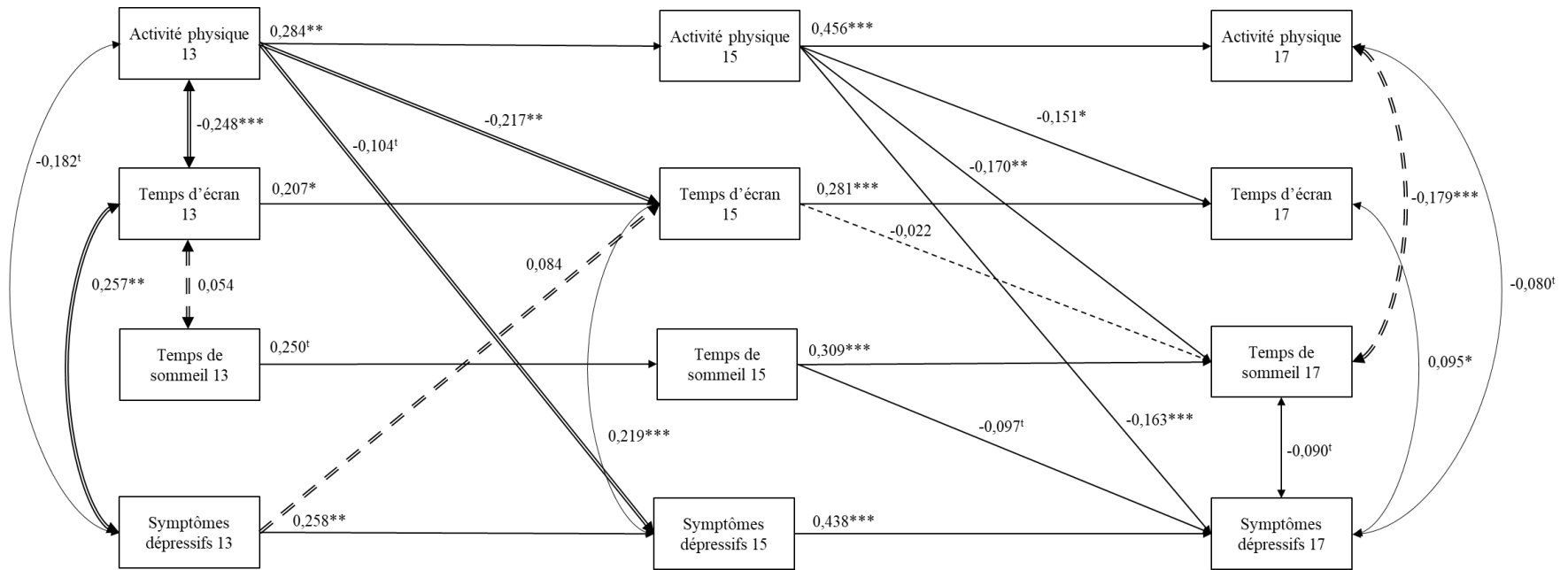
Plusieurs corrélations intratemporelles diffèrent de façon au moins marginalement significative ($p \leq 0,10$) en taille et en direction entre les filles et les garçons à 13 et 17 ans, les tailles d'effet étant généralement plus élevées chez les filles. De plus, davantage de corrélations intratemporelles significatives sont présentes chez les filles. D'autres corrélations demeurent présentes uniquement chez les filles ou les garçons, sans qu'elles ne soient significativement différentes ($p \leq 0,10$).

Figure 3. Symptômes dépressifs et habitudes de vie chez les garçons et les filles

Garçons



Filles



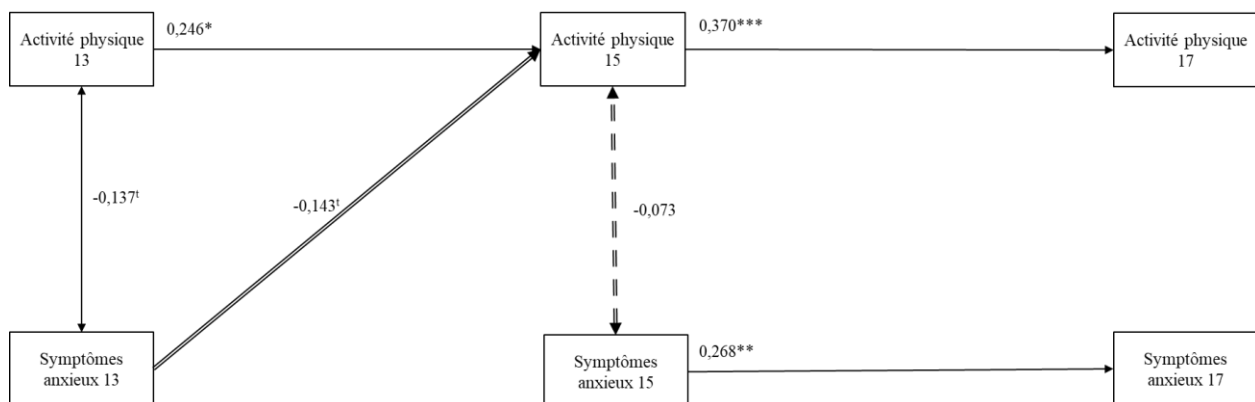
Note. Modèle 6 : coefficients de régressions standardisés et corrélations intratemporelles marginalement significatifs, significatifs ou significativement différents selon le sexe du modèle à décalage croisé examinant les habitudes de vie et les symptômes dépressifs. Variables de contrôle_g : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,110, p \leq 0,05$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,076, p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,012, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,040, p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = 0,124, p \leq 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = -0,012, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,118, p \leq 0,05$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,013, p > 0,10$). Variables de contrôle_f : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,215, p \leq 0,001$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,141, p \leq 0,01$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,103, p \leq 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,127, p \leq 0,05$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = 0,174, p \leq 0,001$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = 0,100, p \leq 0,05$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,045, p > 0,10$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,111, p \leq 0,05$). Ligne double = différence de sexe ($p \leq 0,05$), si pleine = régression $p \leq 0,10$, si pointillée = régression $p > 0,10$. $N_g = 746$. $N_f = 810$. ^t $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Analyses multigroupes : modèles à décalage croisé examinant les symptômes anxieux

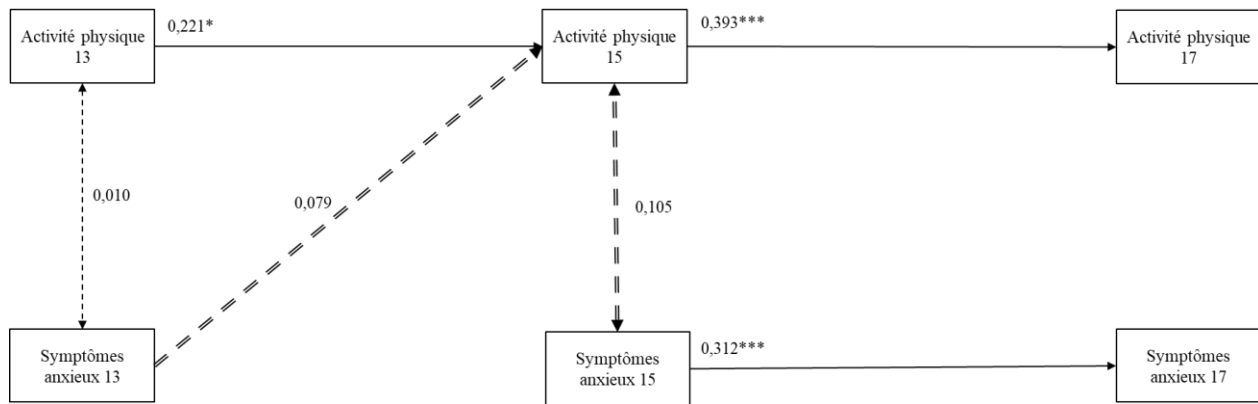
Modèle examinant l'activité physique et les symptômes anxieux. Le modèle présente une adéquation acceptable ($\chi^2(38) = 260,601, p \leq 0,001, RMSEA = 0,087, CFI = 0,826, TLI = 0,698, SRMR = 0,071$). Des effets autorégressifs significatifs de taille moyenne sont observés pour l'activité physique, tout au long de l'adolescence, et pour les symptômes anxieux de 15 à 17 ans, pour les deux sexes ($\beta = [0,221-0,393], p \leq 0,05$). Pour ce qui est des effets à décalage croisé, l'association entre le niveau de symptômes anxieux à 13 ans et le niveau d'activité physique à 15 ans est significativement différente selon le sexe ($\Delta\chi^2 = 7,158, p = 0,008$). Chez les garçons, une augmentation des symptômes anxieux à 13 ans est associée de façon marginalement significative à une diminution du niveau d'activité physique à 15 ans ($\beta = -0,143, p = 0,060$), mais pas chez les filles ($\beta = 0,079, p = 0,241$). À 15 ans, la corrélation entre le niveau d'activité physique et de symptômes anxieux est marginalement significativement différente entre les filles ($r = 0,105, p = 0,158$) et les garçons ($r = -0,073, p = 0,349; \Delta\chi^2 = 3,426, p = 0,064$). À 13 ans, l'activité physique est corrélée de façon marginalement significative aux symptômes anxieux chez les garçons ($r = -0,137, p = 0,081$), sans que cette corrélation intratempore soit significativement différente de celle des filles ($r = 0,010, p = 0,885; \Delta\chi^2 = 2,098, p = 0,148$).

Figure 4. Symptômes anxieux et activité physique chez les garçons et les filles

Garçons



Filles



Note. Modèle 7 : coefficients de régressions standardisés et corrélations intratemporelles marginalement significatifs, significatifs ou significativement différents selon le sexe du modèle à décalage croisé examinant l'activité physique et les symptômes anxieux.

Variation de contrôle_g : Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,035$, $p > 0,10$); SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,092$, $p \leq 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,155$, $p \leq 0,001$).

Variation de contrôle_f : Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,006$, $p > 0,10$); SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,223$, $p \leq 0,001$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,048$, $p > 0,10$).

Ligne double = différence de sexe ($p \leq 0,10$), si pleine = régression $p \leq 0,10$, si pointillée = régression $p > 0,10$.

$N_g = 746$. $N_f = 808$. ^t $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Modèle examinant l'activité physique, les habitudes de vie et les symptômes anxieux. Le modèle présente une adéquation acceptable ($\chi^2(108) = 366,829$, $p \leq 0,001$, RMSEA = 0,056, CFI = 0,886, TLI = 0,760, SRMR = 0,053). Des effets autorégressifs significatifs de taille moyenne demeurent observés pour l'activité physique tout au long de l'adolescence et pour les symptômes anxieux de 15 à 17 ans autant chez les filles que chez les garçons ($\beta = [0,233-0,412]$, $p \leq 0,05$). De plus, il est possible d'observer un effet autorégressif du temps de sommeil de 15 à 17 ans chez les deux sexes ($\beta_f = 0,281$, $p = 0,001$; $\beta_g = 0,177$, $p = 0,074$), ainsi que du temps d'écran chez les filles tout au long de l'adolescence ($\beta = [0,214-0,282]$, $p \leq 0,05$). Aucun de ces effets autorégressifs n'était significativement différent ($p \leq 0,10$) entre les filles et les garçons.

Les associations entre le niveau d'activité physique et de symptômes anxieux au cours de l'adolescence demeurent de même nature et taille pour les filles et les garçons lorsqu'on introduit dans le modèle le temps d'écran et de sommeil. L'association entre le niveau de symptômes

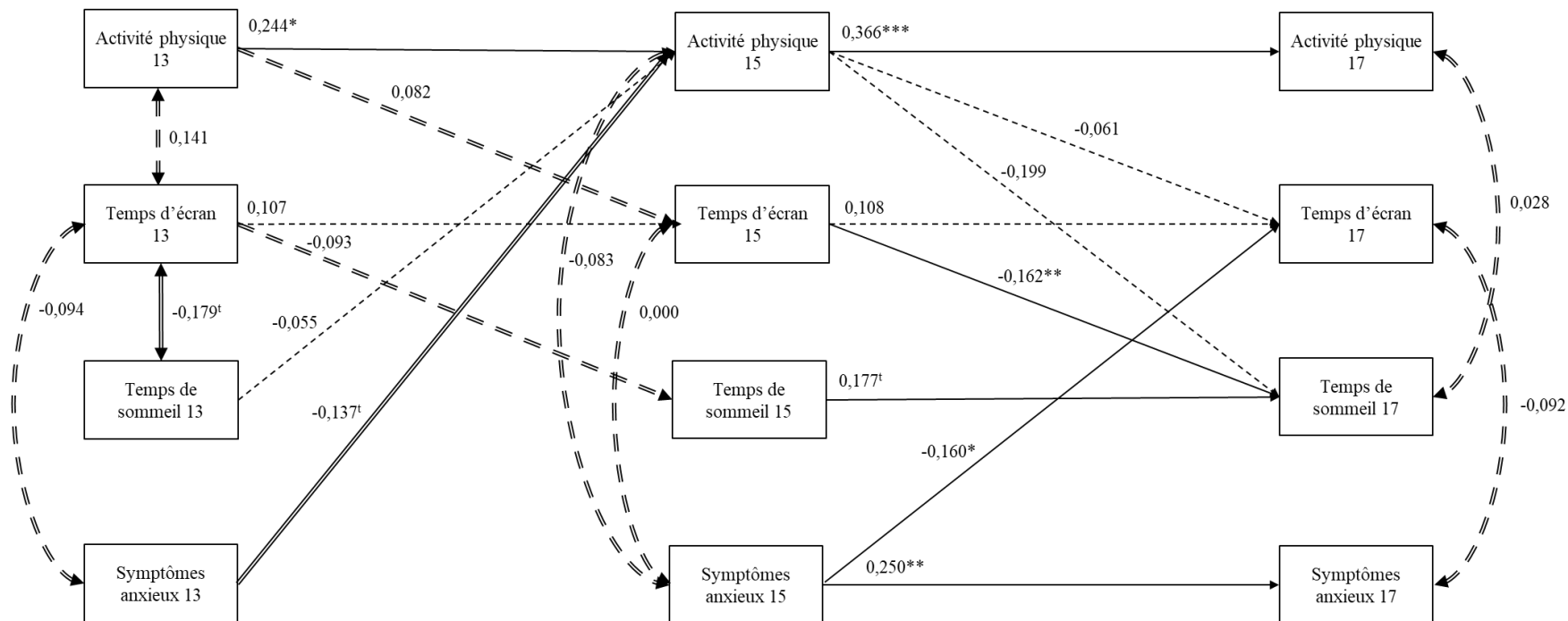
anxieux à 13 ans et d'activité physique à 15 ans reste significativement différente ($\Delta\chi^2 = 8,852, p = 0,003$) entre les filles ($\beta = 0,087, p = 0,192$) et les garçons ($\beta = -0,137, p = 0,076$). Une différence de sexe significative s'observe aussi dans l'association entre le niveau d'activité physique à 13 ans et de temps d'écran à 15 ans ($\Delta\chi^2 = 7,859, p = 0,005$). Chez les filles, une augmentation du niveau d'activité physique à 13 ans serait associée à une diminution subséquente significative du temps d'écran ($\beta = -0,186, p = 0,013$), alors que cette association serait non significative et de sens inverse pour les garçons ($\beta = 0,082, p = 0,354$). De plus, l'association entre le temps d'écran à 13 ans et le temps de sommeil à 15 ans s'avère être marginalement significativement différente ($\Delta\chi^2 = 3,292, p = 0,070$) entre les filles ($\beta = 0,088, p = 0,225$) et les garçons ($\beta = -0,093, p = 0,297$).

D'autres associations significatives sont observées chez les filles ou les garçons, sans que ces dernières soient significativement différentes ($p \leq 0,10$). Chez les filles uniquement, une augmentation du niveau d'activité physique à 15 ans est associée à une diminution subséquente du temps de sommeil ($\beta = -0,199, p = 0,002$) et du temps d'écran ($\beta = -0,117, p = 0,078$), comme c'était le cas dans les modèles examinant les symptômes dépressifs. On observe aussi qu'une augmentation du temps de sommeil des filles à 13 ans est marginalement significativement associée à une diminution de leur niveau d'activité physique à 15 ans ($\beta = -0,142, p = 0,089$). Chez les garçons, une augmentation des symptômes anxieux à 15 ans serait associée à une diminution du temps d'écran à 17 ans ($\beta = -0,160, p = 0,044$), alors qu'une augmentation du temps d'écran à 15 ans serait associée à une diminution du temps de sommeil à 17 ans ($\beta = -0,162, p = 0,008$). Aucun effet indirect ne s'est révélé au moins marginalement significatif ($p \leq 0,10$) dans les modèles examinant les symptômes anxieux.

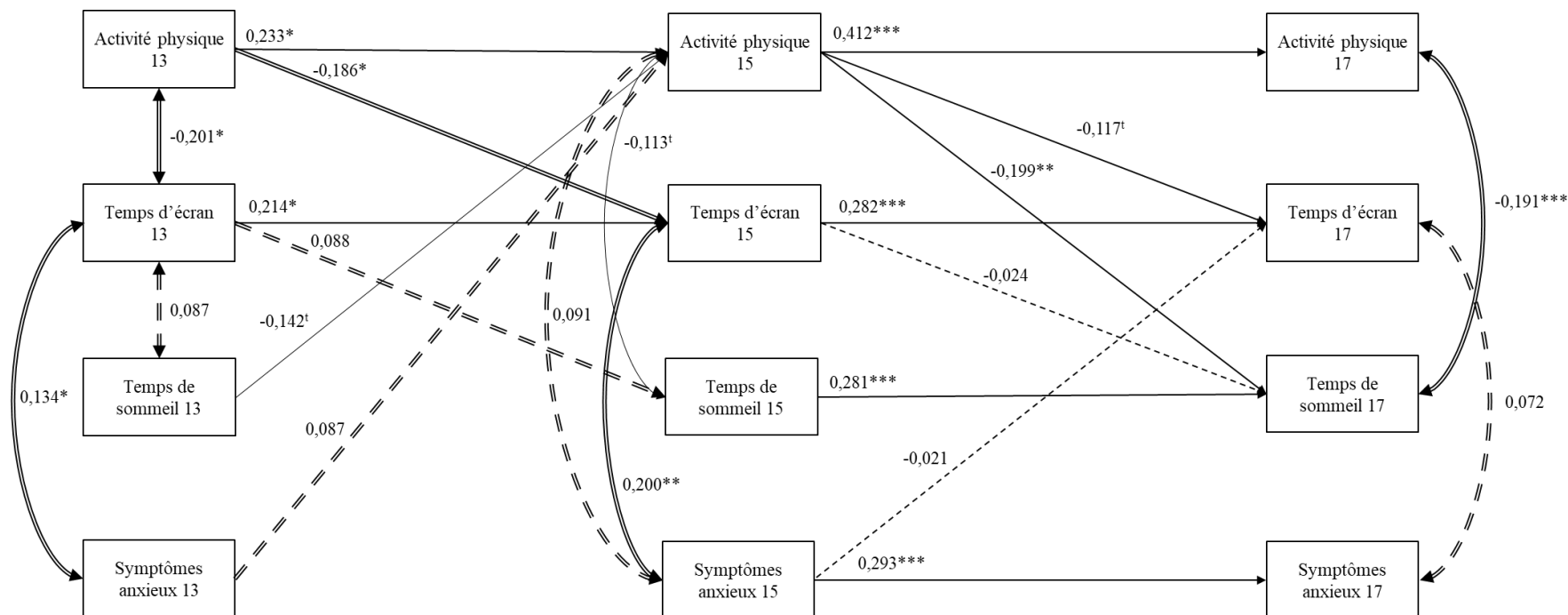
Plusieurs corrélations intratemporelles diffèrent au moins marginalement significativement ($p \leq 0,10$) en taille et en direction entre les filles et les garçons à 13, 15 et 17 ans. Comme pour le modèle examinant les symptômes dépressifs, davantage de corrélations intratemporelles significatives sont présentes chez les filles à la suite de l'ajout des autres habitudes de vie dans le modèle. Les tailles d'effet sont généralement plus élevées chez les filles et les associations de sens inverse. Certaines corrélations sont présentes uniquement chez les filles, sans qu'elles ne soient significativement différentes ($p \leq 0,10$).

Figure 5. Symptômes anxieux et habitudes de vie chez les garçons et les filles

Garçons



Filles



Note. Modèle 8 : coefficients de régressions standardisés et corrélations intratemporelles marginalement significatifs, significatifs ou significativement différents selon le sexe du modèle à décalage croisé examinant les habitudes de vie et les symptômes anxieux.

Variabes de contrôle_g : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,105, p \leq 0,05$); Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,041, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,148, p \leq 0,01$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,044, p > 0,10$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,079, p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = -0,008, p > 0,10$).

Variabes de contrôle_f : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,213, p \leq 0,001$); Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,005, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,038, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,127, p \leq 0,10$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,139, p \leq 0,05$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = 0,071, p > 0,10$).

Ligne double = différence de sexe ($p \leq 0,10$), si pleine = régression $p \leq 0,10$, si pointillée = régression $p > 0,10$.

$N_g = 746$. $N_f = 810$. ^t $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Discussion

Le présent projet de recherche avait pour objectif de clarifier les liens existants entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux, en prenant en compte le temps d'écran et le temps de sommeil, chez les filles et les garçons québécois durant toute la période de l'adolescence (13 à 17 ans). Plus spécifiquement, il visait à examiner les associations bidirectionnelles existant entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux, les potentiels effets médiateurs du temps d'écran et du temps de sommeil, ainsi que les différences entre les filles et les garçons. L'utilisation de modèles à décalage croisé avec intercepte aléatoire a permis de répondre à ces questions en modélisant les changements intra-individuels, plutôt que les changements interindividuels ou de groupe, ainsi que les associations entre ces changements intra-individuels.

Associations entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux

Que l'on considère ou non les autres habitudes de vie, un niveau plus élevé d'activité physique est associé à une moins grande augmentation de symptômes dépressifs de 13 à 15 ans chez les filles, et de 15 à 17 ans chez tous les adolescents. Le portrait est moins clair pour les symptômes anxieux, les associations avec l'activité physique étant plus faibles et inconstantes. En effet, un niveau d'anxiété plus élevé à 13 ans est associé à une diminution de l'activité physique à 15 ans chez les garçons, mais cette association n'est plus significative entre 15 et 17 ans. Aucune association bidirectionnelle entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux n'est présente. Ainsi, seule l'hypothèse suggérant la présence de différences entre les filles et les garçons se trouve confirmée.

Nos conclusions correspondent à celles qui sont les plus couramment rapportées dans la littérature, dont celles tirées par l'étude expérimentale de Philippot et al. (2022) et la recension de Biddle et al. (2019), selon lesquelles davantage d'évidences existent pour appuyer l'effet de la pratique d'activité physique sur la diminution des symptômes dépressifs que celle des symptômes anxieux. Isaksson et al. (2020) ont obtenu des résultats similaires dans un échantillon semblable au nôtre, en suggérant que davantage d'activité physique au début de l'adolescence est associée à une diminution des symptômes dépressifs trois ans plus tard, mais pas des symptômes anxieux. Cependant, ils auraient trouvé que cet effet serait plus important chez les garçons que chez les

filles, au contraire de notre étude. Cette différence pourrait être expliquée par le fait qu'un seul item était utilisé pour mesurer l'activité physique, ce qui a pu dresser un portrait peu représentatif du niveau d'activité physique réel pratiqué par les filles. L'étude de Jerstad et al. (2010) a aussi soutenu l'effet protecteur de l'activité physique dans le développement des symptômes dépressifs dans un large échantillon d'adolescentes. Cependant, les auteurs rapportent qu'une augmentation des symptômes dépressifs est aussi associée à une diminution ultérieure de l'activité physique, ce qui n'est pas le cas dans notre étude. Cette divergence de résultat pourrait s'expliquer par les différences dans les mesures d'activité physique et de symptômes dépressifs utilisées (Jerstad et al., 2010). Par exemple, le niveau d'activité physique était déterminé par le nombre d'activités différentes réalisées plus de 10 fois dans une année par les filles, ce qui informe peu du niveau d'intensité, de la durée et de la fréquence et est ainsi peu représentatif du niveau d'activité physique global réel (p. ex. une fille pouvait pratiquer un seul sport à une fréquence ou intensité très élevée et être considérée comme étant peu active) (Jerstad et al., 2010). Dans tous les cas, les tailles d'effet rapportées étaient faibles à moyennes, ce qui concorde avec nos résultats (Biddle et al., 2019; Jerstad et al., 2010; Isaksson et al., 2020). D'autres études comparables n'ont pas pu confirmer nos résultats, suggérant qu'un plus haut niveau initial de symptômes dépressifs est associé à une diminution de l'activité physique, mais pas l'inverse (Gunnel et al., 2016; Raudsepp et Vink, 2019).

Quant au lien entre les symptômes anxieux et l'activité physique, la présente étude ne concorde pas non plus avec celle de Brière et al. (2018), qui avait décelé la présence d'une association bidirectionnelle entre l'anxiété sociale et la pratique de sport. Toutefois, cette différence de résultat pourrait s'expliquer par le fait que la pratique de sport pourrait avoir une influence plus importante sur l'anxiété sociale que sur l'anxiété généralisée, en favorisant le développement de relations soutenant avec des pairs prosociaux, conformément à la théorie du développement positif des jeunes (Brière et al., 2018; Holt, 2016). L'échelle d'anxiété utilisée dans la présente étude évaluant l'anxiété de manière générale, un changement sur les quelques items qui pourraient être liés à l'anxiété sociale peut ne pas avoir été suffisant pour amener un changement significatif au niveau de l'échelle globale, ce qui aurait permis l'établissement d'un lien entre la pratique d'activité physique et l'anxiété. L'étude de Gunnel et al. (2016) vient toutefois appuyer nos résultats à ce niveau, suggérant qu'il n'y a pas d'association longitudinale bidirectionnelle entre les symptômes

d'anxiété généralisée et la pratique d'activité physique. De futures études devraient s'intéresser aux différents types d'anxiété et à leurs liens spécifiques avec l'activité physique.

Alors que les conclusions quant aux différences entre les filles et les garçons sont mitigées dans la littérature, nos résultats suggèrent que les adolescentes sont sensibles plus tôt à l'effet de l'activité physique sur leur niveau de symptômes dépressifs que les garçons. Ce constat pourrait s'expliquer par le fait que, comme observé dans la littérature en général et dans notre échantillon, les filles pratiquent moins d'activité physique que les garçons, et ce particulièrement à l'adolescence (de Looze et al., 2019; Hashem et al., 2018; Kristjansdottir et Vilhjalmsson, 2001; Li et al., 2019). De plus, les garçons utilisent davantage des stratégies de coping axées sur la diversion physique ou l'exercice physique que les filles, qui tendent généralement à utiliser davantage l'engagement dans des relations sociales, l'expression de leurs émotions ou des stratégies internes de régulation des émotions (p.ex. pensée magique, humour) (Copeland et Hess, 1995; Frydenberg et Lewis, 1991). Dans ce contexte, il serait logique qu'une augmentation de l'activité physique chez les filles représente l'utilisation d'une stratégie de coping supplémentaire et entraîne ainsi une plus grande diminution de leur niveau de symptômes dépressifs que chez les garçons.

Ce résultat pourrait aussi suggérer que l'augmentation de la pratique d'activité physique a des effets plus importants chez les adolescents qui n'en font initialement que peu ou pas que chez ceux qui en font davantage. Cette hypothèse a été confirmée chez les adultes dans la méta-analyse de Pearce et al. (2022). Ces derniers ont trouvé que, comparativement aux adultes ne pratiquant pas d'activité physique, ceux qui atteignent la moitié du volume d'activité physique recommandé présentent 18 % moins de risque de dépression, alors que ceux qui atteignent les volumes recommandés présentent 25 % moins de risque de dépression. Au-delà des recommandations, les bénéfices observés seraient moins importants et plus incertains (Pearce et al., 2022).

De plus, les filles de notre échantillon ont généralement des niveaux de symptômes dépressifs plus élevés que les garçons à tous les temps de mesure. Conformément à ce qui a été proposé par d'autres études (Carter et al., 2016), cela pourrait indiquer que la pratique d'activité physique est plus efficace pour diminuer les symptômes dépressifs auprès des personnes qui en présentent un niveau plus élevé. La méta-analyse de Spruit et al. (2016) appuie aussi partiellement nos résultats en

suggérant que les programmes d'intervention par l'activité physique auraient des effets plus importants sur les symptômes intériorisés dans les échantillons comportant davantage de filles et présentant un diagnostic clinique. Le type de problèmes intériorisés ne modérerait toutefois pas cette association (Spruit et al., 2016).

Enfin, nos résultats concorderaient avec ceux de McPhie et Rawana (2015), qui auraient relevé que les adolescents qui ont déjà un niveau d'activité physique élevé verraient leurs symptômes dépressifs diminuer de façon plus graduelle que ceux avec un niveau d'activité physique initial plus bas, mais auraient des scores de symptômes dépressifs plus bas en moyenne. Même si les résultats obtenus soutiennent une partie importante de la littérature, les différences relevées avec certaines études justifient la pertinence que d'autres chercheurs tentent de les répliquer, afin qu'un portrait plus clair de cette problématique puisse être dressé. Les différences entre les filles et les garçons et entre les symptômes dépressifs et anxieux devraient être examinées à chaque fois afin de clarifier les spécificités de chacun.

Contribution du temps d'écran et du temps de sommeil

Aucun effet médiateur du temps d'écran ou du temps de sommeil n'a pu être relevé dans la présente étude, infirmant l'hypothèse préalablement posée. Nos résultats suggèrent donc que les autres habitudes de vie ne permettent pas d'expliquer le lien entre la pratique d'activité physique et le développement de symptômes dépressifs ou anxieux, et ainsi que l'activité physique est un prédicteur spécifique des symptômes dépressifs au cours de l'adolescence, particulièrement chez les filles. Nos résultats correspondent généralement aux conclusions tirées par Lubans et al. (2016) dans leur revue des potentiels mécanismes pouvant expliquer l'association entre le niveau d'activité physique et les symptômes intériorisés. Alors qu'aucun lien indirect n'a pu être identifié dans la présente étude, Lubans et al. (2016) n'ont pas relevé d'études permettant de conclure que le temps d'écran ou le temps de sommeil pouvait expliquer au moins partiellement cette association. Les mécanismes neurologiques, physiologiques et psychosociaux soulevés dans la littérature actuelle semblent donc être encore ceux qui sont les plus appuyés pour expliquer les liens entre l'activité physique et les symptômes dépressifs durant l'adolescence (aan het Rot et al., 2009; Holt, 2016; Lubans et al., 2016).

Nos résultats font partiellement écho à ceux de Carson, Tremblay et al. (2016), une des seules études ayant examiné les relations entre tous les comportements de mouvement et des indicateurs de santé physique et mentale chez les jeunes pour appuyer l'utilisation de l'approche intégrée des comportements de mouvement à l'origine du Mouvement 24 heures (Tremblay et al., 2016). Cette étude soutenait qu'un niveau élevé d'activité physique de faible intensité et une durée de sommeil réduite étaient associés à davantage de difficultés comportementales chez les jeunes de 6 à 17 ans. Aucune association significative n'a été soulevée avec l'activité physique d'intensité modérée à élevée et les comportements sédentaires (Carson, Tremblay et al., 2016). Cependant, cette étude présentait un devis transversal et utilisait le Questionnaire des forces et difficultés (Goodman, 1997) pour mesurer la santé mentale des jeunes, qui évalue sommairement les symptômes émotionnels plutôt que précisément les symptômes dépressifs et anxieux (Carson, Tremblay et al., 2016).

De plus, en utilisant un échantillon d'enfants issus de la même étude de cohorte que la nôtre, Imbeault (2020) a relevé l'existence de quatre profils d'habitudes de vie à l'âge de 10 ans, en concordance avec les fondements du Mouvement 24 heures (Tremblay et al., 2016). L'auteure souligne toutefois que l'appartenance aux différents profils est majoritairement discriminée par le niveau d'activité physique, faisant écho à nos résultats. Conformément à nos observations, elle a identifié que la présence de symptômes dépressifs et anxieux à 8 ans ne prédit pas l'appartenance à un profil particulier, mais que l'appartenance au profil d'habitudes de vie très inactives à 10 ans est associée à davantage de symptômes dépressifs, mais pas anxieux, à 12 ans. Ces résultats correspondent à ce qui a été observé dans la présente étude, et suggèrent que les relations entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux pourraient suivre un chemin semblable à l'enfance et à l'adolescence. Des analyses de profil latent similaires devraient être conduites afin de valider ces résultats chez les adolescents.

Notre étude soulève aussi qu'une plus grande augmentation des symptômes anxieux à 15 ans serait associée à une diminution du temps d'écran à 17 ans chez les adolescents. Ce résultat quelque peu surprenant pourrait s'expliquer par le fait que la seconde moitié de l'adolescence correspond avec les dernières années d'études secondaires au Québec, qui sont reconnues comme étant une période stressante et exigeante au niveau académique pour les jeunes (p.ex. épreuves ministérielles menant

à l'obtention ou non du diplôme d'études secondaires, les notes obtenues durant cette période sont celles considérées dans l'admission aux différents programmes collégiaux, plusieurs choix de cours importants orientant vers différentes carrières sont à faire). Dans ce contexte, il se pourrait que les adolescents aient moins de temps à consacrer à leurs différents loisirs, dont aux écrans, pour se concentrer sur leurs études. Il est intéressant de remarquer que les symptômes anxieux et le temps d'écran sont toutefois corrélés positivement chez les filles de façon concurrente à 13 et 15 ans, mais pas à 17 ans. De plus, la présence de corrélations concurrentes entre les symptômes dépressifs et le temps d'écran à 13 ans chez les filles et à 15 et 17 ans chez tous les participants, sans que ces variables se prédisent dans le temps, appuie l'hypothèse selon laquelle il pourrait aussi exister des sous-groupes d'habitudes de vie chez les adolescents (Imbeault, 2020). Ces différences entre les deux sexes pourraient être liées aux différences observées dans l'utilisation des écrans chez les filles et les garçons et par la prévalence plus élevée de symptômes intériorisés chez les filles (Hashem et al., 2018; Perrino et al., 2019). Considérant la très petite quantité d'études ayant examiné les liens entre l'anxiété et les différentes habitudes de vie, de futures études devraient tenter de clarifier et expliquer ces associations.

La considération des habitudes de vies dans la présente étude nous permet aussi d'observer que ces dernières s'influencent entre elles. Entre autres, il est intéressant de constater que des niveaux plus élevés d'activité physique sont associés à une faible diminution du temps d'écran chez les filles de 13 à 15 ans, et chez tout le monde de 15 à 17 ans, conformément à ce qui a été le plus souvent rapporté dans la littérature (Biddle et Asare, 2011; Gunnell et al., 2016; Mazzer et al., 2018). L'activité physique pourrait donc être utilisée comme levier d'intervention pour diminuer le temps passé sur les écrans, qui a été associé à une moins bonne santé globale (Carson, Hunter et al., 2016; Carson, Tremblay et al., 2016). Il est toutefois surprenant de voir qu'elle est associée à une plus grande diminution du temps de sommeil chez tous les adolescents de 15 à 17 ans que celle observée dans l'échantillon qui est liée au développement normal (Colrain et Baker, 2011). Cela pourrait s'expliquer par le fait que la durée du sommeil a été utilisée comme mesure dans la présente étude plutôt que sa qualité. En effet, il a été suggéré que les individus qui ont une durée de sommeil trop faible ou trop élevée sont plus à risque de présenter des difficultés de sommeil (Park et al., 2010). De plus, il est connu que les individus qui pratiquent davantage d'activité physique auraient un sommeil de meilleure qualité (Kline, 2014). Nous pourrions poser l'hypothèse que l'augmentation

de la pratique d'activité physique à 15 ans pourrait être associée à une amélioration de la qualité du sommeil des adolescents, et ainsi à une diminution ultérieure plus importante de la durée de leur sommeil. Une augmentation de l'activité physique de loisir, en étant réalisée en dehors des heures d'école, pourrait aussi faire en sorte que les jeunes retardent davantage leur heure de coucher, mais bénéficient d'un sommeil de meilleure qualité. De futures études devraient chercher à explorer et confirmer ces hypothèses. Il est aussi intéressant de noter que les adolescents qui passent plus de temps sur les écrans à 15 ans dorment moins longtemps à 17 ans, conformément à ce qui est rapporté dans la littérature (Hale et Guan, 2015; Johnson et al., 2004; LeBourgeois et al., 2017; Lissak, 2018; Parent et al., 2016; Tremblay et al., 2016). La réduction du temps passé sur les écrans pourrait alors être suggérée pour favoriser un temps de sommeil suffisant chez les adolescents.

Finalement, il est intéressant d'observer que le temps de sommeil à 15 ans est la seule autre habitude de vie identifiée comme un prédicteur indépendant du niveau de symptômes dépressifs chez les adolescents à 17 ans. Ce résultat concorde avec ceux de plusieurs études ayant souligné qu'une durée de sommeil plus courte peut être associée à des symptômes dépressifs plus élevés chez les adolescents (Blake et al., 2018; Do et al., 2013; Dumas, 2013; Fredriksen et al., 2004; Lovato et Gradisar, 2014; McMakin et Alfano, 2015; Short et Louca, 2015). L'association entre l'augmentation de la pratique d'activité physique et la diminution ultérieure des symptômes dépressifs demeure toutefois de taille plus importante, appuyant les résultats d'Imbeault (2020). Cependant, puisque la pratique d'activité physique peut aussi amener une diminution du temps de sommeil, des interventions préventives devraient miser sur l'importance de choisir un moment pour bouger qui n'affectera pas le sommeil du jeune (p. ex. privilégier la pratique de sport au retour de l'école plutôt qu'en soirée).

Stabilité des symptômes intériorisés et des habitudes de vie

Les résultats obtenus montrent que le niveau de symptômes dépressifs et des différentes habitudes de vie tend à rester de plus en plus stable chez un même individu au cours de l'adolescence, conformément à ce qui a été suggéré dans la littérature (Graber, 2004; Johnson et al., 2018; Zahn-Waxler, et al., 2000). Ces résultats suggèrent qu'il serait pertinent d'intervenir dès l'enfance afin de prévenir les symptômes dépressifs et de faire la promotion de saines habitudes de vie. Le fait que l'anxiété ne semble stable qu'à partir de l'âge de 15 ans suggère qu'il pourrait être pertinent

que les interventions visant sa réduction chez les adolescents soient mises en place pendant l'enfance ou au début de l'adolescence. Toutefois, les différences de mesures observées entre 13 ans et 15 et 17 ans pourraient contribuer à expliquer la plus grande stabilité des habitudes de vie et des symptômes intériorisés vers la fin de l'adolescence comparativement au début de cette période. Cette limite est présentée davantage en détail dans la section suivante.

Forces et limites

Plusieurs études examinant les possibles liens entre l'activité physique et les symptômes intériorisés ont été réalisées, particulièrement auprès d'une population adulte. Toutefois, très peu d'entre elles se sont intéressées aux mécanismes pouvant expliquer ces liens auprès des adolescents et aux différences entre les filles et les garçons. Alors que le gouvernement du Canada a récemment publié des lignes directrices au sujet des habitudes de vie (activité physique, temps d'écran et temps de sommeil) à privilégier chez les enfants et les adolescents, aucune étude populationnelle n'a examiné si le temps passé devant les écrans ou la durée du sommeil peuvent contribuer à expliquer l'association entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux chez les adolescents québécois. À notre connaissance, la présente étude est la première à tenter de répondre à cette question en examinant les possibles différences entre les filles et les garçons.

Comme toute étude, la nôtre présente tout de même son lot de limites qui doivent être prises en compte lorsque vient le temps de généraliser certains résultats ou de tirer des conclusions. Tout d'abord, puisque la présente étude s'inscrit dans un devis corrélationnel longitudinal, il n'est pas possible d'inférer des relations de cause à effet. Ensuite, si l'échantillon original de l'ELDEQ est représentatif de la majorité des Québécois, une attrition importante y est présente. Les participants du présent échantillon sont plus susceptibles d'être de sexe féminin, de provenir d'une famille ayant un revenu plus élevé et d'avoir une mère détenant un diplôme universitaire. Malgré le fait que les données manquantes liées à l'attrition ont été gérées en utilisant le FIML et contrôlées dans les analyses, la présente étude est plus susceptible de représenter une population caucasienne québécoise issue d'un statut socioéconomique plus élevé.

Ensuite, une précaution particulière devrait être apportée à la généralisation des résultats particuliers aux filles et aux garçons, puisque c'est uniquement le sexe à la naissance, rapporté par

les parents, qui a été considéré, et non le genre auquel l'adolescent s'identifie. Sachant que les adolescents issus de la communauté LGBTQ+, dont ceux transgenres ou de diverses identités de genre, présentent un risque élevé de dépression et d'idéations suicidaires, de futures études devraient s'attarder aux liens entre les habitudes de vie et les symptômes intériorisés auprès de cette population spécifique (Borgogna et al., 2019; Marshall et al., 2011; Pellicane et Ciesla, 2022). Dans le même ordre d'idées, cette étude devrait être répliquée auprès des jeunes issus des minorités ethniques, ces derniers étant plus à risque de présenter des symptômes dépressifs (Sund et al., 2003).

De plus, les données utilisées ont été récoltées auprès des adolescents de 2011 à 2015 et peuvent ne plus représenter aussi bien la réalité des adolescents d'aujourd'hui, particulièrement en ce qui a trait à l'utilisation des écrans, qui s'est diversifiée et démocratisée dans les dernières années avec l'augmentation de l'utilisation du téléphone cellulaire intelligent et des réseaux sociaux. Il est aussi important de garder en tête que les résultats présentés brossent un portrait des jeunes Québécois avant la pandémie de Covid 19, qui a eu un impact important sur la santé mentale, le niveau d'activité physique et le temps passé devant les écrans des adolescents (Caroppo et al., 2021). De futures études devraient réexaminer les associations discutées en considérant cette évolution technologique et les impacts de la pandémie.

Les mesures des habitudes de vie, soit l'activité physique, le temps d'écran et le temps de sommeil, représentent une amélioration par rapport à plusieurs études puisqu'elles sont parfois plus sophistiquées (p. ex. la variable d'activité physique est construite à partir de plusieurs items plutôt qu'un seul) et sont considérées ensemble. De plus, les mesures de symptômes dépressifs ne comportent aucun item sur le sommeil afin d'éviter le chevauchement entre ces deux variables. Les instruments de mesure présentent aussi tous une bonne cohérence interne et ont été bien validés. Cependant, elles captent de manière approximative le Mouvement 24 heures. Premièrement, elles ne permettent pas de considérer la place que chaque habitude de vie prend dans une journée. En effet, les participants ne devaient pas indiquer la proportion de temps que prenait chaque habitude de vie dans une journée de 24h, les analyses effectuées ne permettent pas d'identifier comment les habitudes de vie se remplacent mutuellement au sein d'une journée et la variable de temps d'écran ne permet pas de représenter tous les comportements sédentaires (p. ex. temps assis en transport

ou à l'école). Deuxièmement, elles n'intègrent pas une mesure d'atteinte ou non des recommandations canadiennes.

Le changement de certaines mesures entre 13 et 15 ans est une autre limite à considérer. En effet, quoique comparables, les instruments de mesure des symptômes dépressifs et anxieux utilisés changent de 13 à 15 ans. À 13 ans, chaque échelle comporte moins d'items qu'à 15 et 17 ans. En ce qui a trait au temps de sommeil, le répondant passe de la mère à 13 ans à l'adolescent à 15 ans. Cela pourrait avoir contribué à certaines différences de résultats entre la première et la seconde moitié de l'adolescence, dont la stabilité plus importante des habitudes de vie et des symptômes intériorisés de 15 à 17 ans. De plus, malgré le fait que l'indice d'activité physique utilisé dans la présente étude considère plusieurs éléments permettant de rendre compte de la complexité de la pratique d'activité physique réalisée, des mesures objectives (p. ex. accélérométrie) auraient pu fournir des informations complémentaires exemptes de biais de désirabilité ou confirmer les données rapportées par les participants (Santos-Lozano et al., 2013). Il aurait aussi été pertinent d'inclure des mesures de la qualité du sommeil, certaines études ayant associé ce concept aux symptômes intériorisés (Kelly et El-Sheikh, 2014).

L'étude présente toutefois plusieurs autres forces. L'échantillon examiné est issu d'un échantillon populationnel représentatif de la population québécoise et diffère de cette dernière sur des variables qui ont pu être contrôlées dans les analyses. De plus, l'étude couvre quatre années, soit relativement toute la période de l'adolescence, ce qui permet d'y dresser un portrait global de l'évolution des associations transactionnelles entre les symptômes intériorisés et les habitudes de vie. Alors que la qualité des quelques études longitudinales produites jusqu'à maintenant était généralement basse (Biddle et al., 2019; Spruit et al., 2016), l'utilisation de méthodes d'analyse robustes est une autre force de la présente étude. Les analyses à décalage croisé avec intercepte aléatoire réalisées ont permis d'examiner les associations transactionnelles intra-individuelles, de contrôler pour une multitude de variables confondantes et d'estimer les données manquantes. Le fait d'avoir contrôlé pour le temps d'écran et le temps de sommeil nous permet de conclure avec plus de confiance que d'autres études que l'activité physique est un prédicteur spécifique des symptômes dépressifs à l'adolescence. Finalement, les différences observées entre les filles et les garçons et entre les modèles examinant les symptômes dépressifs et anxieux appuient la pertinence d'avoir observé ces

construits de façon distincte, et selon le sexe de l'adolescent, plutôt que sous une même variable de symptômes intériorisés, comme c'est le cas dans plusieurs études.

Implications pratiques

Notre étude soulève que, dans la deuxième moitié de l'adolescence, une pratique d'activité physique et un temps de sommeil plus élevés sont associés à moins de symptômes dépressifs et devraient donc être encouragés afin de favoriser une meilleure santé globale. Actuellement, les élèves du secondaire au Québec bénéficient en moyenne d'une période d'activité physique par semaine, alors que ceux de la Colombie-Britannique ont une période par jour (Dupuis et al., 2021). Il pourrait être intéressant de voir comment le Québec pourrait s'inspirer des autres provinces canadiennes pour augmenter la proportion du temps actif des élèves durant les heures d'école et dans le contexte d'activités parascolaires. De plus, si des programmes d'intervention visant à prévenir la dépression et encourageant la pratique d'activité physique existent, seulement certaines écoles ont les connaissances et les ressources humaines et financières nécessaires pour les appliquer. Le financement de tels programmes par le gouvernement du Québec pourrait faire partie de la solution, puisqu'il est connu que les interventions de prévention ciblées ont un rapport coût-efficacité plus avantageux que les services de santé administrés après l'apparition d'une problématique chez les enfants et les adolescents (Le et al., 2021). D'ailleurs, nous trouvons important de souligner que le programme Blues, un programme probant visant la réduction des symptômes dépressifs entre autres via l'augmentation de la pratique d'activité physique, a été récemment implanté dans certaines écoles et est en cours d'implantation dans certains centres locaux de services communautaires (CLSC) de la région de Montréal (Boscoville, s.d.). Il serait pertinent que de tels programmes soient disponibles dans chaque école ou CLSC de la province afin de toucher un maximum de jeunes.

Quant au sommeil, il a été suggéré que les heures d'école soient décalées afin d'être davantage en harmonie avec le retardement de la phase de sommeil observé à l'adolescence (McMakin et Alfano, 2015). L'état de la Californie, aux États-Unis, a d'ailleurs récemment adopté une loi à cet effet, stipulant que l'école secondaire ne peut plus commencer avant 8h30 (Karlman, 2022). Les instances gouvernementales québécoises concernées devraient évaluer la faisabilité de mettre en application cette recommandation et les potentiels bénéfices pour les jeunes.

La promotion de l'activité physique et de saines habitudes de sommeil pourrait aussi se faire via le milieu familial du jeune, surtout dans le contexte où des interventions préventives auraient avantage à être mises en place durant l'enfance. Puisque les parents qui connaissent les recommandations sont plus susceptibles de les appliquer en ajustant les règles familiales, il serait important que ces informations soient facilement accessibles et répandues dans la population (Carlson et al., 2010). Les directives canadiennes en matière de mouvement sur 24 heures viennent répondre à ce besoin, mais ont été majoritairement destinées aux différents professionnels de la santé (Tremblay et al., 2016). Il serait pertinent qu'elles soient davantage promues directement à toute la population via des moyens de diffusion de masse considérant la difficulté actuelle d'avoir accès à des services professionnels en santé au Québec.

La présente étude soulève que la pratique d'activité physique devrait être particulièrement encouragée chez les filles, qui sont généralement moins actives et présentent davantage de symptômes dépressifs, et pour qui cette pratique est associée à moins de symptômes dépressifs dès le début de l'adolescence. Plusieurs barrières à la pratique d'activité physique ont été identifiées chez les adolescentes, dont le manque d'habiletés ou la crainte d'en manquer, un faible sentiment d'efficacité personnelle et de compétence, le manque d'intérêt, le manque de temps, le sentiment d'être complexée ou la peur d'être jugée (British Columbia Centre for Excellence for Women's Health, 2014; Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport [MELS], 2014). Entre autres, le fait d'avoir du plaisir à faire l'activité, de se sentir compétente et d'avoir facilement accès à différentes activités sportives faciliterait leur participation (British Columbia Centre for Excellence for Women's Health, 2014). Les filles seraient aussi plus enclines à pratiquer des activités physiques qui pourraient les aider à améliorer leur apparence physique ou à perdre du poids et si elles sont accompagnées d'une amie (Allender et al., 2006; Biddle et al., 2005; Neumark-Sztainer et al., 2003). Celles pratiquant des activités compétitives seraient aussi plus actives durant leurs loisirs (Biddle et al., 2005; Godin et al., 2005). Toutefois, alors que les filles sont plus susceptibles de pratiquer des activités physiques qu'elles trouvent distrayantes et amusantes, les activités pratiquées dans les cours d'éducation physique et à la santé au Québec sont souvent les mêmes durant le primaire et le secondaire (Allender et al., 2006; Biddle et al., 2005; MELS, 2014; Rees et al., 2006). De plus, alors que le soutien parental pourrait favoriser le sentiment d'efficacité personnelle et ainsi la pratique d'activité physique chez leurs filles, la majorité des parents

encourageraient et investiraient encore davantage dans la pratique de sport de leurs garçons (Cameron, 2007; Dishman et al., 2009). Ces comportements s'inscrivent dans un ensemble de normes et d'attentes sociales stéréotypées existant toujours envers les filles (Cerbara et al., 2022). Les médias et réseaux sociaux contribuent à ces normes en valorisant encore davantage des idéaux de beauté, de « féminité » et de succès social (p.ex. popularité auprès des garçons, minceur) que la pratique d'activité physique des filles et leur santé (Allender et al., 2006; MELS 2014; Renaud et al., 2009).

Puisque la participation des filles aux activités sportives diminue lors de la transition à l'adolescence, puis reste stable, des mesures préventives devraient être mises en place afin de maintenir leur participation avant et pendant cette transition. Le gouvernement du Québec a publié en 2017 une politique de l'activité physique et du sport ayant parmi ses objectifs celui d'apporter du soutien financier visant à favoriser la pratique régulière d'activité physique chez les filles, mais n'explicitant pas les moyens précis qui seront mis en place ou les changements prévus (Gouvernement du Québec, 2017). Les pistes d'intervention et recommandations suggérées par le British Columbia Centre for Excellence for Women's Health (2014) et le MELS (2014) mériteraient d'être considérées, particulièrement dans les milieux scolaires afin de toucher le plus d'adolescentes que possible. Parmi ces recommandations, on retrouve : inclure une plus grande diversité d'activités physiques, favoriser le volet participatif sans exclure le volet compétitif et miser sur l'enseignement d'habiletés spécifiques (British Columbia Centre for Excellence for Women's Health, 2014; MELS, 2014). Les interventions mises en place devraient tenir compte de l'âge, du milieu social et du milieu culturel des filles (British Columbia Centre for Excellence for Women's Health, 2014). Une plus grande valorisation de la santé, du bien-être et du développement des habiletés sportives, plutôt que l'atteinte de standards de beauté, semble aussi nécessaire afin de promouvoir la santé des filles via la pratique d'activité physique. Des interventions préventives en ce sens devraient être mises en place dès l'enfance auprès des jeunes filles et de leurs parents. D'une part, ces derniers devraient être en mesure d'accompagner leurs adolescentes dans le développement de leur raisonnement critique face aux stéréotypes véhiculés. D'autre part, ils bénéficieraient à être sensibilisés à l'influence que leurs attitudes, en lien avec celles de la société, peuvent avoir sur la façon dont les filles se développent et adoptent certaines habitudes et attitudes plutôt que d'autres. Ces changements devraient continuer d'être soutenus par les instances

gouvernementales afin de les rendre légitimes aux yeux de la population et encourager les adultes qui entourent nos jeunes à adapter leurs croyances et actions en conséquence.

Conclusion

La présente étude avait pour objectif de clarifier les liens existants entre l'activité physique et les symptômes dépressifs et anxieux durant toute l'adolescence, en considérant les autres habitudes de vie. Elle visait aussi à examiner les potentiels effets médiateurs du temps d'écran et du temps de sommeil ainsi que les différences entre les filles et les garçons. Des analyses à décalage croisé avec intercepte aléatoire ont été réalisées afin de pouvoir rendre compte des changements propres à chaque adolescent (changements intrasujet).

Que l'on considère ou non les autres habitudes de vie, un niveau plus élevé d'activité physique à 13 ans est associé à une diminution des symptômes dépressifs à 15 ans chez les filles, mais pas chez les garçons. Entre 15 et 17 ans, les effets bénéfiques de l'activité physique sur les symptômes dépressifs ont été appréciés chez tous les adolescents. Ces résultats suggèrent que l'activité physique, indépendamment du temps d'écrans et de sommeil, est un prédicteur spécifique des symptômes dépressifs à l'adolescence. Le portrait est moins clair pour les symptômes anxieux, les associations avec l'activité physique étant plus faibles et inconstantes. Le fait que les symptômes dépressifs et l'activité physique deviennent plus stables avec le temps au cours de l'adolescence appuient la pertinence de mettre en place des interventions préventives visant à promouvoir la pratique d'activité physique dès l'enfance, particulièrement chez les filles.

Aucun effet médiateur du temps d'écran ou du temps de sommeil n'a été détecté. Toutefois, le temps de sommeil à 15 ans s'est révélé être un prédicteur indépendant, quoique moins important que l'activité physique, du niveau de symptômes dépressifs à 17 ans chez tous les adolescents. De plus, il est possible d'observer que les habitudes de vie s'influencent entre elles au cours de l'adolescence et pourraient être utilisées comme leviers d'intervention pour apporter un changement sur d'autres habitudes de vie. De façon générale, des différences entre les filles et les garçons s'observent au début de l'adolescence et s'estompent à partir de l'âge de 15 ans.

Cette étude est la première à examiner la contribution de toutes les habitudes de vie dans le développement des symptômes dépressifs et anxieux, et vice versa, durant toute la période de l'adolescence, tout en examinant les différences entre les filles et les garçons. Malgré le fait que l'échantillon utilisé provient d'un large échantillon représentatif de la population québécoise, il est plutôt homogène. Il représente davantage les adolescents québécois caucasiens issus d'un statut socioéconomique plus élevé de 2011 à 2015 et n'était pas suffisamment diversifié pour dresser un portrait des différences liées aux minorités ethniques et de genre. Malgré le fait que les résultats obtenus font écho à ceux de plusieurs autres études, les disparités existant dans la littérature appuient la pertinence que de futures études tentent de répliquer ces résultats et, entre autres, de clarifier les liens entre l'activité physique et l'anxiété, qui ont été moins explorés. Les possibles profils d'habitudes de vie chez les adolescentes et les adolescents ainsi que la fenêtre développementale qui serait la plus propice à recevoir des interventions préventives devraient être examinés.

Références

- aan het Rot, M., Collins, K. A. et Fitterling, H. L. (2009). Physical exercise and depression. *Mount Sinai Journal of Medicine: A Journal of Translational and Personalized Medicine: A Journal of Translational and Personalized Medicine*, 76(2), 204-214. <https://doi.org/10.1002/msj.20094>
- Achenbach, T. M. (1966). The classification of children's psychiatric symptoms: a factor-analytic study. *Psychological Monographs: General and Applied*, 80(7), 1-37. <https://doi.org/10.1037/h0093906>
- Agostini, A., Carskadon, M. A., Dorrian, J., Coussens, S. et Short, M. A. (2017). An experimental study of adolescent sleep restriction during a simulated school week: changes in phase, sleep staging, performance and sleepiness. *Journal of Sleep Research*, 26(2), 227-235. <https://doi.org/10.1111/jsr.12473>
- Allender, S., Cowburn, G. et Foster, C. (2006). Understanding participation in sport and physical activity among children and adults: a review of qualitative studies. *Health Education Research*, 21(6), 826-835. <https://doi.org/10.1093/her/cyl063>
- American Psychological Association. (2020). *APA Dictionary of Psychology: Depressive Spectrum*. <https://dictionary.apa.org/depressive-spectrum>
- American Psychological Association. (2022a). *Anxiety*. <https://www.apa.org/topics/anxiety>
- American Psychological Association. (2022b). *Depression*. <https://www.apa.org/topics/depression>
- Annesi, J. J. (2005). Improvements in self-concept associated with reductions in negative mood in preadolescents enrolled in an after-school physical activity program. *Psychological Reports*, 97(2), 400-404. <https://doi.org/10.2466/pr0.97.2.400-404>
- Bagley, E. J. et El-Sheikh, M. (2013). Familial risk moderates the association between sleep and zBMI in children. *Journal of Pediatric Psychology*, 38(7), 775-784. <https://doi.org/10.1093/jpepsy/jst031>
- Bai, S., Ricketts, E. J., Thamrin, H., Piacentini, J., Albano, A. M., Compton, S. N., Ginsburg, G. S., Sakolsky, D., Keeton, C. P., Kendall, P. C. et Peris, T. S. (2020). Longitudinal study of sleep and internalizing problems in youth treated for pediatric anxiety disorders. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 48(1), 67-77. <https://doi.org/10.1007/s10802-019-00582-x>
- Bickham, D. S., Hswen, Y. et Rich, M. (2015). Media use and depression: exposure, household rules, and symptoms among young adolescents in the USA. *International Journal of Public Health*, 60(2), 147-155. <https://doi.org/10.1007/s00038-014-0647-6>

- Biddle, S. J. et Asare, M. (2011). Physical activity and mental health in children and adolescents: a review of reviews. *British Journal of Sports Medicine*, 45(11), 886-895. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2011-090185>
- Biddle, S. J., Ciaccioni, S., Thomas, G. et Vergeer, I. (2019). Physical activity and mental health in children and adolescents: An updated review of reviews and an analysis of causality. *Psychology of Sport and Exercise*, 42, 146-155. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2018.08.011>
- Biddle, S. J., Pearson, N., Ross, G. M. et Braithwaite, R. (2010). Tracking of sedentary behaviours of young people: a systematic review. *Preventive Medicine*, 51(5), 345-351. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2010.07.018>
- Biddle, S. J., Whitehead, S. H., O'Donovan, T. M. et Nevill, M. E. (2005). Correlates of participation in physical activity for adolescent girls: a systematic review of recent literature. *Journal of Physical Activity and Health*, 2(4), 423-434. <https://doi.org/10.1123/jpah.2.4.423>
- Birkeland, M. S., Torsheim, T. et Wold, B. (2009). A longitudinal study of the relationship between leisure-time physical activity and depressed mood among adolescents. *Psychology of Sport and Exercise*, 10(1), 25–34. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2008.01.005>
- Blake, M. J., Trinder, J. A. et Allen, N. B. (2018). Mechanisms underlying the association between insomnia, anxiety, and depression in adolescence: Implications for behavioral sleep interventions. *Clinical Psychology Review*, 63, 25-40. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2018.05.006>
- Borgogna, N. C., McDermott, R. C., Aita, S. L. et Kridel, M. M. (2019). Anxiety and depression across gender and sexual minorities: Implications for transgender, gender nonconforming, pansexual, demisexual, asexual, queer, and questioning individuals. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 6(1), 54. <https://doi.org/10.1037/sgd0000306>
- Boscoville. (s.d.). *Programme BLUES*. <https://www.boscoville.ca/programmes/blues/#:~:text=Le%20programme%20BLUES%20vise%20%C3%A0,signes%20et%20pr%C3%A9venir%20leur%20aggravation>
- Brière, F. N., Yale-Soulière, G., Gonzalez-Sicilia, D., Harbec, M. J., Morizot, J., Janosz, M. et Pagani, L. S. (2018). Prospective associations between sport participation and psychological adjustment in adolescents. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 72(7), 575-581. <https://doi.org/10.1136/jech-2017-209656>
- British Columbia Centre for Excellence for Women's Health. (2014). *Girls, physical activity and culture: Tools for facilitators of girls' empowerment groups*. <https://bccewh.bc.ca/wp-content/uploads/2014/06/Girls-Physical-Activity-and-Culture-web.pdf>
- Cameron, C. (2007). *Physical activity and sport*. desLibris.

- Carlson, S. A., Fulton, J. E., Lee, S. M., Foley, J. T., Heitzler, C. et Huhman, M. (2010). Influence of limit-setting and participation in physical activity on youth screen time. *Pediatrics*, 126(1), e89-e96. <https://doi.org/10.1542/peds.2009-3374>
- Caroppo, E., Mazza, M., Sannella, A., Marano, G., Avallone, C., Claro, A. E., Janiri, D., Moccia, L., Janiri, L. et Sani, G. (2021). Will nothing be the same again?: changes in lifestyle during COVID-19 pandemic and consequences on mental health. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(16), 8433. <https://doi.org/10.3390/ijerph18168433>
- Carson, V., Hunter, S., Kuzik, N., Gray, C. E., Poitras, V. J., Chaput, J. P., Saunders, T. J., Katzmarzyk, P. T., Okely, A. D., Connor Gorber, S., Kho, M. E., Sampson, M., Lee, H. et Tremblay, M. S. (2016). Systematic review of sedentary behaviour and health indicators in school-aged children and youth: an update. *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 41(6(Suppl. 3)), S240-S265. <https://doi.org/10.1139/apnm-2015-0630>
- Carson, V., Tremblay, M. S., Chaput, J. P. et Chastin, S. F. (2016). Associations between sleep duration, sedentary time, physical activity, and health indicators among Canadian children and youth using compositional analyses. *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 41(6), S294-S302. <https://doi.org/10.1139/apnm-2016-0026>
- Carter, T., Morres, I. D., Meade, O. et Callaghan, P. (2016). The effect of exercise on depressive symptoms in adolescents: a systematic review and meta-analysis. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 55(7), 580-590. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2016.04.016>
- Caspi, A., Houts, R. M., Belsky, D. W., Goldman-Mellor, S. J., Harrington, H., Israel, S., Meier, M. H., Ramrakha, S., Shalev, I., Poulton, R. et Moffitt, T. E. (2014). The p factor: one general psychopathology factor in the structure of psychiatric disorders? *Clinical Psychological Science*, 2(2), 119-137. <https://doi.org/10.1177/2167702613497473>
- Cerbara, L., Ciancimino, G. et Tintori, A. (2022). Are we still a sexist society? Primary socialisation and adherence to gender roles in childhood. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(6), 3408. <https://doi.org/10.3390/ijerph19063408>
- Chaput, J.-P., Gray, C. E., Poitras, V. J., Carson, V., Gruber, R., Olds, T., Weiss, S. K., Connor Gorber, S., Kho, M. E., Sampson, M., Belanger, K., Eryuzlu, S., Callender, L. et Tremblay, M. S. (2016). Systematic review of the relationships between sleep duration and health indicators in school-aged children and youth. *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 41(6 (Suppl. 3)), S266–S282. <https://doi.org/10.1139/apnm-2015-0627>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>

- Cheung, G. W. et Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5
- Clayborne, Z. M., Varin, M. et Colman, I. (2019). Systematic review and meta-analysis: adolescent depression and long-term psychosocial outcomes. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 58(1), 72-79. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2018.07.896>
- Colley, R. C., Garriguet, D., Janssen, I., Craig, C. L., Clarke, J. et Tremblay, M. S. (2011). Physical activity of Canadian adults: accelerometer results from the 2007 to 2009 Canadian Health Measures Survey. *Health Reports*, 22(1), 7.
- Colrain, I. M. et Baker, F. C. (2011). Changes in sleep as a function of adolescent development. *Neuropsychology Review*, 21(1), 5-21. <https://doi.org/10.1007/s11065-010-9155-5>
- Connelly, J. P. et O'Connell, M. (2022). Gender differences in vulnerability to maternal depression during early adolescence: Girls appear more susceptible than boys. *Psychology in the Schools*, 59(2), 297-315. <https://doi.org/10.1002/pits.22609>
- Conseil de la science et de la technologie. (2007). *Défi « habitudes de vie ». Stratégie de recherche et de transfert. Perspectives STS.* Gouvernement du Québec. http://cdi.merici.ca/cst_quebec/hab_vie.pdf
- Copeland, E. P. et Hess, R. S. (1995). Differences in young adolescents' coping strategies based on gender and ethnicity. *The Journal of Early Adolescence*, 15(2), 203-219. <https://doi.org/10.1177/0272431695015002002>
- Corbin, C. B., Pangrazi, R. P. et Franks, B. D. (2000). Definitions: Health, fitness, and physical activity. *President's Council on Physical Fitness and Sports Research Digest*, 3(9), 1-9.
- Costello, E. J., Copeland, W. et Angold, A. (2011). Trends in psychopathology across the adolescent years : What changes when children become adolescents, and when adolescents become adults ? *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 52(10), 1015-1025. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2011.02446.x>
- Côté, S. M., Orri, M., Brendgen, M., Vitaro, F., Boivin, M., Japel, C., Séguin, J. R., Geoffroy, M.-C., Rouquette, A., Falissard, B. et Tremblay, R. E. (2017). Psychometric properties of the Mental Health and Social Inadaptation Assessment for Adolescents (MIA) in a population-based sample. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 26(4), e1566. <https://doi.org/10.1002/mpr.1566>
- Cournoyer, M., Labelle, R., Berthiaume, C. et Bergeron, L. (2016). Quels sont les syndromes du DSM-5 les plus associés aux idées suicidaires chez les adolescents ? Analyse selon l'âge et le sexe. *Revue de psychoéducation*, 45(1), 41-62. <https://doi.org/10.7202/1039157ar>

- Cummings, C. M., Caporino, N. E. et Kendall, P. C. (2014). Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents: 20 years after. *Psychological Bulletin*, 140(3), 816-845. <https://doi.org/10.1037/a0034733>
- Cummings, E. M. et Davies, P. T. (1994). Maternal depression and child development. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 35(1), 73-112. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1994.tb01133.x>
- Curcio, G., Ferrara, M. et De Gennaro, L. (2006). Sleep loss, learning capacity and academic performance. *Sleep Medicine Reviews*, 10(5), 323-337. <https://doi.org/10.1016/j.smrv.2005.11.001>
- Curran, P. J. et Willoughby, M. T. (2003). Implications of latent trajectory models for the study of developmental psychopathology. *Development and Psychopathology*, 15, 581-612. <https://doi.org/10.1017/s0954579403000300>
- de Looze, M., Elgar, F. J., Currie, C., Kolip, P. et Stevens, G. W. (2019). Gender inequality and sex differences in physical fighting, physical activity, and injury among adolescents across 36 countries. *Journal of Adolescent Health*, 64(5), 657-663. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2018.11.007>
- Dishman, R. K., Saunders, R. P., Motl, R. W., Dowda, M. et Pate, R. R. (2009). Self-efficacy moderates the relation between declines in physical activity and perceived social support in high school girls. *Journal of Pediatric Psychology*, 34(4), 441-451. <https://doi.org/10.1093/jpepsy/jsn100>
- Do, Y. K., Shin, E., Bautista, M. A. et Foo, K. (2013). The associations between self-reported sleep duration and adolescent health outcomes: what is the role of time spent on Internet use? *Sleep Medicine*, 14(2), 195-200. <https://doi.org/10.1016/j.sleep.2012.09.004>
- Dumas, J. E. (2013). *Psychopathologie de l'enfant et de l'adolescent* (4^e édition). De Boeck Supérieur.
- Dupuis, S., Piette, P. et De Serres, E. (2021, 28 avril). Davantage de cours d'éducation physique au secondaire? *La Voix de l'Est*. <https://www.lavoixdelest.ca/2021/04/28/davantage-de-cours-deducation-physique-au-secondaire-80c9a4afbdaef6d6b999a53153eeb324>
- Durkin, K. et Barber, B. (2002). Not so doomed: Computer game play and positive adolescent development. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 23(4), 373-392. [https://doi.org/10.1016/s0193-3973\(02\)00124-7](https://doi.org/10.1016/s0193-3973(02)00124-7)
- Eime, R. M., Young, J. A., Harvey, J. T., Charity, M. J. et Payne, W. R. (2013). A systematic review of the psychological and social benefits of participation in sport for children and adolescents: informing development of a conceptual model of health through sport. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 10(1), 98. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-10-98>

- El-Sheikh, M. et Kelly, R. J. (2017). Family functioning and children's sleep. *Child Development Perspectives*, 11(4), 264-269. <https://doi.org/10.1111/cdep.12243>
- Enders, C. K. et Bandalos, D. L. (2001). The relative performance of full information maximum likelihood estimation for missing data in structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 8(3), 430-457. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0803_5
- Epstein, N. B., Baldwin, L. M. et Bishop, D. S. (1983). The McMaster family assessment device. *Journal of Marital and Family Therapy*, 9(2), 171-180. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1983.tb01497.x>
- Fredriksen, K., Rhodes, J., Reddy, R. et Way, N. (2004). Sleepless in Chicago: tracking the effects of adolescent sleep loss during the middle school years. *Child Development*, 75(1), 84-95. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2004.00655.x>
- Frydenberg, E. et Lewis, R. (1991). Adolescent coping: The different ways in which boys and girls cope. *Journal of Adolescence*, 14(2), 119-133. [https://doi.org/10.1016/0140-1971\(91\)90025-m](https://doi.org/10.1016/0140-1971(91)90025-m)
- Gagné, M.-E. et Marcotte, D. (2010). Effet médiateur de l'expérience scolaire sur la relation entre la dépression et le risque de décrochage scolaire chez les adolescents vivant la transition entre l'école primaire et l'école secondaire. *Revue de psychoéducation*, 39, 27-44.
- Gervais, J., Bouchard, S. et Gagnier, N. (2006). *Les trucs de Dominique: programme de développement des habiletés de gestion de l'anxiété et du stress chez les enfants*. CFORP.
- Ghekiere, A., Van Cauwenberg, J., Vandendriessche, A., Inchley, J., de Matos, M. G., Borraccino, A., Gobina, I., Tynjälä, J., Deforche, B. et De Clercq, B. (2019). Trends in sleeping difficulties among European adolescents: Are these associated with physical inactivity and excessive screen time? *International Journal of Public Health*, 64(4), 487-498. <https://doi.org/10.1007/s00038-018-1188-1>
- Godin, G., Anderson, D., Lambert, L. D. et Desharnais, R. (2005). Identifying factors associated with regular physical activity in leisure time among Canadian adolescents. *American Journal of Health Promotion*, 20(1), 20-27. <https://doi.org/10.4278/0890-1171-20.1.20>
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: a research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38(5), 581-586. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x>
- Goodman, S. H., Rouse, M. H., Connell, A. M., Broth, M. R., Hall, C. M. et Heyward, D. (2011). Maternal depression and child psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 14(1), 1-27. <https://doi.org/10.1007/s10567-010-0080-1>
- Gorely, T., Atkin, A. J., Biddle, S. J. et Marshall, S. J. (2009). Family circumstance, sedentary behaviour and physical activity in adolescents living in England: Project STIL. *International*

Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity, 6(1), 1-8.
<https://doi.org/10.1186/1479-5868-6-33>

Gouvernement du Québec. (2017). *Politique de l'activité physique, du sport et du loisir*.
<http://www.education.gouv.qc.ca/references/tx-solrtyperecherchepublicationtx-solrpublicationnouveaute/resultats-de-la-recherche/detail/article/politique-de-lactivite-physique-du-sport-et-du-loisir/?a=a&cHash=a4e542465a5b7f97fcad4655d00d4569>

Graber, J. A. (2004). Internalizing problems during adolescence. Dans R. M. Lerner et L. Steinberg (dir.), *Handbook of Adolescent Psychology* (2^e éd., p. 587-626). John Wiley & Sons, Inc.

Gunnell, K. E., Flament, M. F., Buchholz, A., Henderson, K. A., Obeid, N., Schubert, N. et Goldfield, G. S. (2016). Examining the bidirectional relationship between physical activity, screen time, and symptoms of anxiety and depression over time during adolescence. *Preventive Medicine*, 88, 147-152.
<https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.04.002>

Hale, L. et Guan, S. (2015). Screen time and sleep among school-aged children and adolescents: a systematic literature review. *Sleep Medicine Reviews*, 21, 50-58.
<https://doi.org/10.1016/j.smrv.2014.07.007>

Hamaker, E.L., Kuiper, R.M. et Grasman, R.P. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, 20(1), 102-116. <https://doi.org/10.1037/a0038889>

Hamer, M., Stamatakis, E. et Mishra, G. (2009). Psychological distress, television viewing, and physical activity in children aged 4 to 12 years. *Pediatrics*, 123(5), 1263-1268.
<https://doi.org/10.1542/peds.2008-1523>

Hankin, B. L., Mermelstein, R. et Roesch, L. (2007). Sex differences in adolescent depression: Stress exposure and reactivity models. *Child Development*, 78(1), 279-295.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.00997.x>

Hashem, R., Rey-Lopez, J. P., Hamer, M., McMunn, A., Whincup, P. H., Owen, C. G., Rowlands, A. et Stamatakis, E. (2018). Physical activity and sedentary behaviors levels of Kuwaiti adolescents: the study of health and activity among adolescents in Kuwait. *Journal of Physical Activity and Health*, 15(4), 255-62. <https://doi.org/10.1123/jpah.2017-0013>

Hoare, E., Milton, K., Foster, C. et Allender, S. (2016). The associations between sedentary behaviour and mental health among adolescents: a systematic review. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 13(1), 108. <https://doi.org/10.1186/s12966-016-0432-4>

Holt, N. L. (2016). *Positive youth development through sport* (2^e édition). Routledge.

Hu, L. T. et Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Imbeault, A. (2020). *Associations entre les habitudes de vie et les problèmes intériorisés à l'enfance : une analyse de profils latents* [thèse de doctorat, Université de Montréal]. Papyrus. <https://papyrus.bib.umontreal.ca/xmlui/handle/1866/24382>
- Institut de la statistique du Québec. (2016). *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec*. <https://www.jesuisjeserai.stat.gouv.qc.ca/>
- Isaksson, J., Selinus, E. N., Åslund, C. et Nilsson, K. W. (2020). Physical activity in early adolescence predicts depressive symptoms 3 years later: A community-based study. *Journal of Affective Disorders*, 277, 825-830. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.09.008>
- Janssen, I. et LeBlanc, A. G. (2010). Systematic review of the health benefits of physical activity and fitness in school-aged children and youth. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 7(1), 40. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-7-40>
- Jerstad, S. J., Boutelle, K. N., Ness, K. K. et Stice, E. (2010). Prospective reciprocal relations between physical activity and depression in female adolescents. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 78(2), 268-272. <https://doi.org/10.1037/a0018793>
- Johnson, J. G., Cohen, P., Kasen, S., First, M. B. et Brook, J. S. (2004). Association between television viewing and sleep problems during adolescence and early adulthood. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 158(6), 562-568. <https://doi.org/10.1001/archpedi.158.6.562>
- Johnson, D., Dupuis, G., Piche, J., Clayborne, Z. et Colman, I. (2018). Adult mental health outcomes of adolescent depression: a systematic review. *Depression and Anxiety*, 35(8), 700-716. <https://doi.org/10.1002/da.22777>
- Kandola, A., Lewis, G., Osborn, D. P., Stubbs, B. et Hayes, J. F. (2020). Depressive symptoms and objectively measured physical activity and sedentary behaviour throughout adolescence: a prospective cohort study. *The Lancet Psychiatry*, 7(3), 262-271. [https://doi.org/10.1016/s2215-0366\(20\)30034-1](https://doi.org/10.1016/s2215-0366(20)30034-1)
- Kandola, A., Owen, N., Dunstan, D. W. et Hallgren, M. (2021). Prospective relationships of adolescents' screen-based sedentary behaviour with depressive symptoms: the Millennium Cohort Study. *Psychological Medicine*, 1-9. <https://doi.org/10.1017/s0033291721000258>
- Karlamangla, Soumya. (2022, 13 juillet). California Becomes First State to Move Back School Start Times. *The New York Times*. <https://www.nytimes.com/2022/07/13/us/california-later-school-start-times.html>
- Katzmarzyk, P. T., Church, T. S., Craig, C. L. et Bouchard, C. (2009). Sitting time and mortality from all causes, cardiovascular disease, and cancer. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 41(5), 998-1005. <https://doi.org/10.1249/mss.0b013e3181930355>

- Kelly, R. J. et El-Sheikh, M. (2014). Reciprocal relations between children's sleep and their adjustment over time. *Developmental Psychology*, 50(4), 1137-1147. <https://doi.org/10.1037/a0034501>
- Kim, J. Y. (2012). The nonlinear association between Internet using time for non-educational purposes and adolescent health. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 45(1), 37-46. <https://doi.org/10.3961/jpmph.2012.45.1.37>
- Kline, C. E. (2014). The bidirectional relationship between exercise and sleep: implications for exercise adherence and sleep improvement. *American Journal of Lifestyle Medicine*, 8(6), 375-379. <https://doi.org/10.1177/1559827614544437>
- Kovacs, M. (1985). The children depression inventory (CDI). *Psycho-pharmacology Bulletin*, 21(4), 995-998.
- Kristjansdottir, G. et Vilhjálmsón, R. (2001). Sociodemographic differences in patterns of sedentary and physically active behavior in older children and adolescents. *Acta Paediatrica*, 90(4), 429-435. <https://doi.org/10.1111/j.1651-2227.2001.tb00445.x>
- Krueger, R. F., Caspi, A., Moffitt, T. E. et Silva, P. A. (1998). The structure and stability of common mental disorders (DSM-III-R): a longitudinal-epidemiological study. *Journal of Abnormal Psychology*, 107(2), 216-227. <https://doi.org/10.1037/0021-843x.107.2.216>
- Le, L. K. D., Esturas, A. C., Mihalopoulos, C., Chiotelis, O., Bucholtz, J., Chatterton, M. L. et Engel, L. (2021). Cost-effectiveness evidence of mental health prevention and promotion interventions: A systematic review of economic evaluations. *PLoS Medicine*, 18(5), e1003606. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1003606>
- Leatherdale, S. T. et Ahmed, R. (2011). Screen-based sedentary behaviours among a nationally representative sample of youth: are Canadian kids couch potatoes. *Chronic Diseases and Injuries in Canada*, 31(4), 141-146. <https://doi.org/10.24095/hpcdp.31.4.01>
- LeBourgeois, M. K., Hale, L., Chang, A. M., Akacem, L. D., Montgomery-Downs, H. E. et Buxton, O. M. (2017). Digital media and sleep in childhood and adolescence. *Pediatrics*, 140(Supplement 2), S92-S96. <https://doi.org/10.1542/peds.2016-1758j>
- Lemola, S., Perkinson-Gloor, N., Brand, S., Dewald-Kaufmann, J. F. et Grob, A. (2015). Adolescents' electronic media use at night, sleep disturbance, and depressive symptoms in the smartphone age. *Journal of Youth and Adolescence*, 44(2), 405-418. <https://doi.org/10.1007/s10964-014-0176-x>
- Li, K., Haynie, D., Lipsky, L., Iannotti, R. J., Pratt, C. et Simons-Morton, B. (2016). Changes in moderate-to-vigorous physical activity among older adolescents. *Pediatrics*, 138(4), e20161372- e20161372. <https://doi.org/10.1542/peds.2016-1372>

- Lissak, G. (2018). Adverse physiological and psychological effects of screen time on children and adolescents: Literature review and case study. *Environmental Research*, 164, 149-157. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2018.01.015>
- London-Nadeau, K., Rioux, C., Parent, S., Vitaro, F., Côté, S. M., Boivin, M., Tremblay, R. E., Séguin, J. R. et Castellanos-Ryan, N. (2021). Longitudinal associations of cannabis, depression, and anxiety in heterosexual and LGB adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 130(4), 333-345. <http://dx.doi.org/10.1037/abn0000542>
- Loprinzi, P. D. (2015). Association of family functioning on youth physical activity and sedentary behavior. *Journal of Physical Activity and Health*, 12(5), 642-648. <https://doi.org/10.1123/jpah.2014-0031>
- Lovato, N. et Gradisar, M. (2014). A meta-analysis and model of the relationship between sleep and depression in adolescents: recommendations for future research and clinical practice. *Sleep Medicine Reviews*, 18(6), 521-529. <https://doi.org/10.1016/j.smrv.2014.03.006>
- Lovejoy, M. C., Graczyk, P. A., O'Hare, E. et Neuman, G. (2000). Maternal depression and parenting behavior: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 20(5), 561-592. [https://doi.org/10.1016/s0272-7358\(98\)00100-7](https://doi.org/10.1016/s0272-7358(98)00100-7)
- Lubans, D., Richards, J., Hillman, C., Faulkner, G., Beauchamp, M., Nilsson, M., Kelly, P., Smith, J., Raine, L. et Biddle, S. (2016). Physical Activity for Cognitive and Mental Health in Youth: A Systematic Review of Mechanisms. *Pediatrics*, 138(3), e20161642-e20161642. <https://doi.org/10.1542/peds.2016-1642>
- MacKinnon, D. P., Fritz, M. S., Williams, J. et Lockwood, C. M. (2007). Distribution of the product confidence limits for the indirect effect: Program PRODCLIN. *Behavior Research Methods*, 39, 384-389. <https://doi.org/10.3758/bf03193007>
- Magee, C. A., Lee, J. K. et Vella, S. A. (2014). Bidirectional relationships between sleep duration and screen time in early childhood. *JAMA Pediatrics*, 168(5), 465-470. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2013.4183>
- Marco, C. A., Wolfson, A. R., Sparling, M. et Azuaje, A. (2012). Family socioeconomic status and sleep patterns of young adolescents. *Behavioral Sleep Medicine*, 10(1), 70-80. <https://doi.org/10.1080/15402002.2012.636298>
- Marshal, M. P., Dietz, L. J., Friedman, M. S., Stall, R., Smith, H. A., McGinley, J., Thoma, B. C., Murray, P. J., D'Augelli, A. et Brent, D. A. (2011). Suicidality and depression disparities between sexual minority and heterosexual youth: A meta-analytic review. *Journal of Adolescent Health*, 49(2), 115-123. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2011.02.005>
- Mazzer, K., Bauducco, S., Linton, S. J. et Boersma, K. (2018). Longitudinal associations between time spent using technology and sleep duration among adolescents. *Journal of Adolescence*, 66, 112-119. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2018.05.004>

- McMakin, D. L. et Alfano, C. A. (2015). Sleep and anxiety in late childhood and early adolescence. *Current Opinion in Psychiatry*, 28(6), 483-489. <https://doi.org/10.1097/ycp.0000000000000204>
- McPhie, M. L. et Rawana, J. S. (2015). The effect of physical activity on depression in adolescence and emerging adulthood: A growth-curve analysis. *Journal of Adolescence*, 40, 83-92. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2015.01.008>
- Meltzer, L. J. et Montgomery-Downs, H. E. (2011). Sleep in the family. *Pediatric Clinics*, 58(3), 765-774. <https://doi.org/10.1016/j.pcl.2011.03.010>
- Mielke, G. I., Brown, W. J., Nunes, B. P., Silva, I. C. et Hallal, P. C. (2017). Socioeconomic correlates of sedentary behavior in adolescents: systematic review and meta-analysis. *Sports Medicine*, 47(1), 61-75. <https://doi.org/10.1007/s40279-016-0555-4>
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport. (2014). *L'activité physique et sportive des adolescentes : bilan, perspectives et pistes d'action*. Gouvernement du Québec. http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/loisir-sport/SLS_sport_bilan_adolescentes_FR.pdf
- Muthén, L. K. et Muthén, B. (1998-2017). *Mplus User's Guide* (8^e édition). Muthén & Muthén.
- Neumark-Sztainer, D., Story, M., Hannan, P. J., Tharp, T. et Rex, J. (2003). Factors associated with changes in physical activity: a cohort study of inactive adolescent girls. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 157(8), 803-810. <https://doi.org/10.1001/archpedi.157.8.803>
- Nolin, B. (2018). *Indice d'activité physique : codification, critères et algorithmes – Enquête québécoise sur la santé des jeunes du secondaire 2016-2017*. Institut national de santé publique du Québec. https://www.inspq.qc.ca/sites/default/files/publications/2474_activite_physique_enquete_sante_jeunes_2016_2017.pdf
- Orri, M., Boivin, M., Chen, C., Ahun, M. N., Geoffroy, M. C., Ouellet-Morin, I., Tremblay, R. E. et Côté, S. M. (2021). Cohort profile: Quebec longitudinal study of child development (QLSCD). *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 56(5), 883-894. <https://doi.org/10.1007/s00127-020-01972-z>
- Owen, N., Bauman, A. et Brown, W. (2009). Too much sitting: a novel and important predictor of chronic disease risk? *British Journal of Sports Medicine*, 43(2), 81-83. <https://doi.org/10.1136/bjism.2008.055269>
- Pagani, L. S., Fitzpatrick, C., Barnett, T. A. et Dubow, E. (2010). Prospective associations between early childhood television exposure and academic, psychosocial, and physical well-being by middle childhood. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 164(5), 425-431. <https://doi.org/10.1001/archpediatrics.2010.50>

- Parent, J., Sanders, W. et Forehand, R. (2016). Youth screen time and behavioral health problems: The role of sleep duration and disturbances. *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics*, 37(4), 277-284. <https://doi.org/10.1097/dbp.0000000000000272>
- Park, S., Cho, M. J., Chang, S. M., Bae, J. N., Jeon, H. J., Cho, S. J., Kim, B. S., Chung, I. W., Ahn, J. H., Lee, H. W. et Hong, J. P. (2010). Relationships of sleep duration with sociodemographic and health-related factors, psychiatric disorders and sleep disturbances in a community sample of Korean adults. *Journal of Sleep Research*, 19(4), 567-577. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2869.2010.00841.x>
- Parkes, A., Sweeting, H., Wight, D. et Henderson, M. (2013). Do television and electronic games predict children's psychosocial adjustment? Longitudinal research using the UK Millennium Cohort Study. *Archives of Disease in Childhood*, 98(5), 341-348. <https://doi.org/10.1136/archdischild-2011-301508>
- ParticipACTION. (2016). *Are Canadian kids too tired to move?* The ParticipACTION report card on physical activity for children and youth. https://participaction.cdn.prismic.io/participaction%2Fa4d484ff-8306-4461-8e3d-8600e4c2702b_participaction-2016-report-card-are-kids-too-tired-to-move-full.pdf
- Pearce, M., Garcia, L., Abbas, A., Strain, T., Schuch, F. B., Golubic, R., Kelly, P., Khan, S., Utukuri, M., Laird, Y., Mok, A., Smith, A., Tainio, M., Brage, S. et Woodcock, J. (2022). Association Between Physical Activity and Risk of Depression: A Systematic Review and Meta-analysis. *JAMA Psychiatry*, 79(6), 550-559. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2022.0609>
- Pellicane, M. J. et Ciesla, J. A. (2022). Associations between minority stress, depression, and suicidal ideation and attempts in transgender and gender diverse (TGD) individuals: Systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 91, 102113. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2021.102113>
- Perrino, T., Brincks, A., Lee, T. K., Quintana, K. et Prado, G. (2019). Screen-based sedentary behaviors and internalizing symptoms across time among US Hispanic adolescents. *Journal of Adolescence*, 72, 91-100. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2019.02.014>
- Petty, K. H., Davis, C. L., Tkacz, J., Young-Hyman, D. et Waller, J. L. (2009). Exercise effects on depressive symptoms and self-worth in overweight children: a randomized controlled trial. *Journal of Pediatric Psychology*, 34(9), 929-939. <https://doi.org/10.1093/jpepsy/jsp007>
- Philippot, A., Dubois, V., Lambrechts, K., Grogna, D., Robert, A., Jonckheer, U., Chakib, W., Beine, A., Bleyenheuft, Y. et De Volder, A. G. (2022). Impact of physical exercise on depression and anxiety in adolescent inpatients: A randomized controlled trial. *Journal of Affective Disorders*, 301, 145-153. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.01.011>
- Piché, G., Cournoyer, M., Bergeron, L., Clément, M. È. et Smolla, N. (2017). Épidémiologie des troubles dépressifs et anxieux chez les enfants et les adolescents québécois. *Santé mentale au Québec*, 42(1), 19-42. <https://doi.org/10.7202/1040242ar>

- Poitras, V. J., Gray, C. E., Borghese, M. M., Carson, V., Chaput, J. P., Janssen, I., Katzmarzyk, P. T., Pate, R. R., Connor Gorber, S., Kho, M. E., Sampson, M. et Tremblay, M. S. (2016). Systematic review of the relationships between objectively measured physical activity and health indicators in school-aged children and youth. *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 41(6), S197-S239. <https://doi.org/10.1139/apnm-2015-0663>
- Poulain, T., Vogel, M., Ludwig, J., Grafe, N., Körner, A. et Kiess, W. (2019). Reciprocal longitudinal associations between adolescents' media consumption and psychological health. *Academic Pediatrics*, 19(1), 109-117. <https://doi.org/10.1016/j.acap.2018.08.009>
- Primack, B. A., Swanier, B., Georgiopoulos, A. M., Land, S. R. et Fine, M. J. (2009). Association between media use in adolescence and depression in young adulthood: a longitudinal study. *Archives of General Psychiatry*, 66(2), 181-188. <https://doi.org/10.1001/archgenpsychiatry.2008.532>
- Raudsepp, L. et Vink, K. (2019). Brief report: Longitudinal associations between physical activity, sleep disturbance and depressive symptoms in adolescent girls. *Journal of Adolescence*, 72, 37-41. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2019.02.003>
- Rees, R., Kavanagh, J., Harden, A., Shepherd, J., Brunton, G., Oliver, S. et Oakley, A. (2006). Young people and physical activity: a systematic review matching their views to effective interventions. *Health Education Research*, 21(6), 806-825. <https://doi.org/10.1093/her/cyl120>
- Renaud, L., Lagacé, M. C. et Caron-Bouchard, M. (2009). Messages d'activité physique et d'alimentation: que nous offrent les médias québécois?. *Canadian Journal of Public Health*, 100(3), 208-211. <https://doi.org/10.1007/bf03405542>
- Roberts, R. E., Roberts, C. R. et Duong, H. T. (2009). Sleepless in adolescence: prospective data on sleep deprivation, health and functioning. *Journal of Adolescence*, 32(5), 1045-1057. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2009.03.007>
- Romer, D., Bagdasarov, Z. et More, E. (2013). Older versus newer media and the well-being of United States youth: results from a national longitudinal panel. *Journal of Adolescent Health*, 52(5), 613-619. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2012.11.012>
- Russell-Mayhew, S., McVey, G., Bardick, A. et Ireland, A. (2012). Mental health, wellness, and childhood overweight/obesity. *Journal of Obesity*, 2012, 1-9. <https://doi.org/10.1155/2012/281801>
- Ryff, C. D. et Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719-727. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719>
- Sadeh, A., Dahl, R. E., Shahar, G. et Rosenblat-Stein, S. (2009). Sleep and the transition to adolescence: a longitudinal study. *Sleep*, 32(12), 1602-1609. <https://doi.org/10.1093/sleep/32.12.1602>

- Sallis, J. F., Prochaska, J. J. et Taylor, W. C. (2000). A review of correlates of physical activity of children and adolescents. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 32(5), 963-975. <https://doi.org/10.1097/00005768-200005000-00014>
- Santos-Lozano, A., Santin-Medeiros, F., Cardon, G., Torres-Luque, G., Bailon, R., Bergmeir, C., Ruiz, J. R., Lucia, A. et Garatachea, N. (2013). Actigraph GT3X: validation and determination of physical activity intensity cut points. *International Journal of Sports Medicine*, 34(11), 975-982. <https://doi.org/10.1055/s-0033-1337945>
- Satorra, A. (2000). Scaled and adjusted restricted tests in multi-sample analysis of moment structures. Dans A. Satorra (dir.), *Innovations in Multivariate Statistical Analysis* (p. 233-247). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4615-4603-0_17
- Saunders, T.J., Gray, C.E., Poitras, V., Chaput, J.-P., Janssen, I., Katzmarzyk, P.T., Olds, T., Connor Gorber, S., Kho, M. E., Sampson, M., Tremblay, M. S. et Carson, V. (2016). Combinations of physical activity, sedentary behaviour and sleep: relationships with health indicators in school-aged children and youth. *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 41(6(Suppl. 3)), S283-S293. <https://doi.org/10.1139/apnm-2015-0626>
- Schneiderman, J. U., Ji, J., Susman, E. J. et Negriff, S. (2018). Longitudinal relationship between mental health symptoms and sleep disturbances and duration in maltreated and comparison adolescents. *Journal of Adolescent Health*, 63(1), 74-80. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2018.01.011>
- Schuch, F. B., Stubbs, B., Meyer, J., Heissel, A., Zech, P., Vancampfort, D., Rosenbaum, S., Deenik, J., Firth, J., Ward, P. B., Carvalho, A. F. et Hiles, S. A. (2019). Physical activity protects from incident anxiety: A meta-analysis of prospective cohort studies. *Depression and Anxiety*, 36(9), 846-858. <https://doi.org/10.1002/da.22915>
- Schuch, F. B., Vancampfort, D., Firth, J., Rosenbaum, S., Ward, P. B., Silva, E. S., Hallgren, M., Ponce De Leon, A., Dunn, A. L., Deslandes, A. C., Fleck, M. P., Carvalho, A. F. et Stubbs, B. (2018). Physical activity and incident depression: a meta-analysis of prospective cohort studies. *American Journal of Psychiatry*, 175(7), 631-648. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2018.17111194>
- Sedentary Behaviour Research Network. (2012). Letter to the Editor: Standardized use of the terms “sedentary” and “sedentary behaviours.” *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 37(3), 540–542. <https://doi.org/10.1139/h2012-024>
- Shanahan, L., Copeland, W. E., Angold, A., Bondy, C. L. et Costello, E. J. (2014). Sleep problems predict and are predicted by generalized anxiety/depression and oppositional defiant disorder. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 53(5), 550-558. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2013.12.029>
- Short, M. A. et Louca, M. (2015). Sleep deprivation leads to mood deficits in healthy adolescents. *Sleep Medicine*, 16(8), 987-993. <https://doi.org/10.1016/j.sleep.2015.03.007>

- Spruit, A., Assink, M., van Vugt, E., van der Put, C. et Stams, G. J. (2016). The effects of physical activity interventions on psychosocial outcomes in adolescents: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 45, 56-71. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2016.03.006>
- Stalsberg, R. et Pedersen, A. V. (2010). Effects of socioeconomic status on the physical activity in adolescents: a systematic review of the evidence. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 20(3), 368-383. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0838.2009.01047.x>
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4
- Stierlin, A. S., De Lepeleere, S., Cardon, G., Dargent-Molina, P., Hoffmann, B., Murphy, M. H., Kennedy, A., O'Donoghue, G., Chastin, S. F. M. et De Craemer, M. (2015). A systematic review of determinants of sedentary behaviour in youth: a DEDIPAC-study. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 12(1), 133. <https://doi.org/10.1186/s12966-015-0291-4>
- Straatmann, V. S., Almquist, Y. B., Oliveira, A. J., Veiga, G. V., Rostila, M. et Lopes, C. S. (2019). Stability and bidirectional relationship between physical activity and sedentary behaviours in Brazilian adolescents: Longitudinal findings from a school cohort study. *Plos One*, 14(1), e0211470. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0211470>
- Sund, A. M., Larsson, B. et Wichstrøm, L. (2003). Psychosocial correlates of depressive symptoms among 12–14 year old Norwegian adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 44(4), 588-597. <https://doi.org/10.1111/1469-7610.00147>
- Sund, A. M., Larsson, B. et Wichstrøm, L. (2011). Role of physical and sedentary activities in the development of depressive symptoms in early adolescence. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 46(5), 431-441. <https://doi.org/10.1007/s00127-010-0208-0>
- Swan, A. J. et Kendall, P. C. (2016). Fear and missing out: Youth anxiety and functional outcomes. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 23(4), 417-435. <https://doi.org/10.1111/cpsp.12169>
- Telford, R. M., Telford, R. D., Cunningham, R. B., Cochrane, T., Davey, R. et Waddington, G. (2013). Longitudinal patterns of physical activity in children aged 8 to 12 years: the LOOK study. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 10(1), 81. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-10-81>
- Tremblay, M. S., Carson, V., Chaput, J.-P., Connor Gorber, S., Dinh, T., Duggan, M., Faulkner, G., Gray, C. E., Gruber, R., Janson, K., Janssen, I., Katzmarzyk, P. T., Kho, M. E., Latimer-Cheung, A. E., LeBlanc, C., Okely, A. D., Olds, T., Pate, R. R., Phillips, A.,... Zehr, L. (2016). Canadian 24-Hour Movement Guidelines for Children and Youth: An Integration of Physical Activity, Sedentary Behaviour, and Sleep. *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 41(6 (Suppl. 3)), S311-S327. <https://doi.org/10.1139/apnm-2016-0151>

- Tremblay, M. S., LeBlanc, A. G., Kho, M. E., Saunders, T. J., Larouche, R., Colley, R. C., Goldfield, G. et Connor Gorber, S. (2011). Systematic review of sedentary behaviour and health indicators in school-aged children and youth. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 8(1), 98. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-8-98>
- Tremblay, R. E., Loeber, R., Gagnon, C., Charlebois, P., Larivée, S. et LeBlanc, M. (1991). Disruptive boys with stable and unstable high fighting behavior patterns during junior elementary school. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 19(3), 285-300. <https://doi.org/10.1007/bf00911232>
- Tremblay, M.S., Shields, M., Laviolette, M., Craig, C.L., Janssen, I. et Connor Gorber, S. (2010). Fitness of Canadian children and youth: results from the 2007-2009 Canadian Health Measures Survey. *Health Reports*, 21(1), 7-20.
- Troxel, W. M., Lee, L., Hall, M. et Matthews, K. A. (2014). Single-parent family structure and sleep problems in black and white adolescents. *Sleep Medicine*, 15(2), 255-261. <https://doi.org/10.1016/j.sleep.2013.10.012>
- U.S. Department of Health and Human Services. (1996). *Physical Activity and Health : A Report of the Surgeon General*.
- Willis, T. A. et Gregory, A. M. (2015). Anxiety disorders and sleep in children and adolescents. *Sleep Medicine Clinics*, 10(2), 125-131. <https://doi.org/10.1016/j.jsmc.2015.02.002>
- World Health Organization. (2010). *Global recommendations on physical activity for health*. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241599979>
- Young, D. R., Cohen, D., Koebnick, C., Mohan, Y., Saksvig, B. I., Sidell, M. et Wu, T. (2018). Longitudinal associations of physical activity among females from adolescence to young adulthood. *Journal of Adolescent Health*, 63(4), 466-473. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2018.05.023>
- Zahn-Waxler, C., Klimes–Dougan, B. et Slattery, M. J. (2000). Internalizing problems of childhood and adolescence: Prospects, pitfalls, and progress in understanding the development of anxiety and depression. *Development and Psychopathology*, 12(3), 443-466. <https://doi.org/10.1017/s0954579400003102>
- Zhang, B. et Wing, Y. K. (2006). Sex differences in insomnia: a meta-analysis. *Sleep*, 29(1), 85-93. <https://doi.org/10.1093/sleep/29.1.85>
- Zhang, J., Yang, S. X., Wang, L., Han, L. H. et Wu, X. Y. (2022). The influence of sedentary behaviour on mental health among children and adolescents: A systematic review and meta-analysis of longitudinal studies. *Journal of Affective Disorders*, 306, 90-114. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.03.018>

Annexe

Tableau 2. Modèle examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique

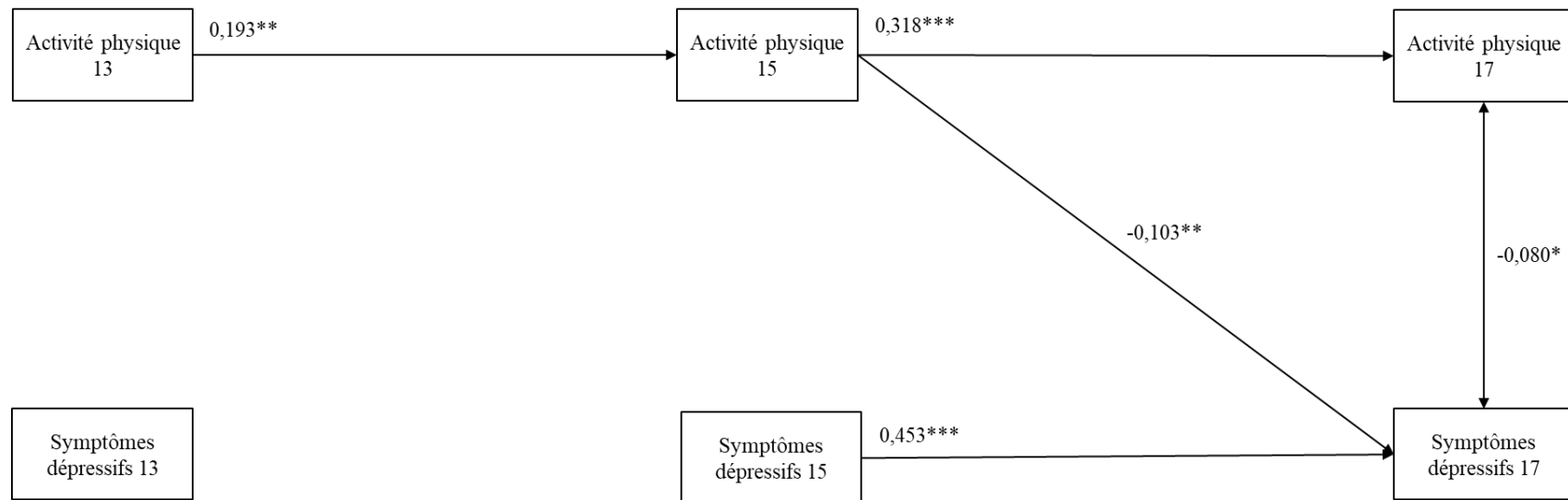
	Activité physique (AP)			Symptômes dépressifs (SD)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β
AP 13 -		0,193**	-	-	-0,049	-
AP 15 -	-		0,318***	-	-	-0,103**
AP 17 -	-	-		-	-	-
SD 13 -0,078	-0,033	-	-	-	0,133	-
SD 15 -	-0,060	-0,047	-	-	-	0,453***
SD 17 -	-	-0,080*	-	-	-	-
R ²	0,005	0,049 [†]	0,106**	0,001	0,021	0,223***

Note. Modèle 1 : coefficients de régressions, corrélations intratemporels et R² du modèle à décalage croisé examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique. Le modèle présente une excellente adéquation : $\chi^2(13) = 15,556, p > 0,05$, RMSEA = 0,011, CFI = 0,998, TLI = 0,995, SRMR = 0,011, AIC = 42 747,412, BIC = 43 025,539, SABIC = 42 860,347.

Variables de contrôle : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,099, p \leq 0,01$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = -0,038, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,039, p > 0,10$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,061, p > 0,10$).

$N = 1554$. [†] $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Figure 6. Modèle examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique



Note. Modèle 1 : coefficients de régressions standardisés et corrélations intratemporels marginalement significatifs ou significatifs du modèle à décalage croisé examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique. Le modèle présente une excellente adéquation : $\chi^2(13) = 15,556, p > 0,05$, RMSEA = 0,011, CFI = 0,998, TLI = 0,995, SRMR = 0,011, AIC = 42 747,412, BIC = 43 025,539, SABIC = 42 860,347.

Variables de contrôle : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,099, p \leq 0,01$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = -0,038, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,039, p > 0,10$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,061, p > 0,10$).

$N = 1554$. [†] $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Tableau 3. Modèle examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie

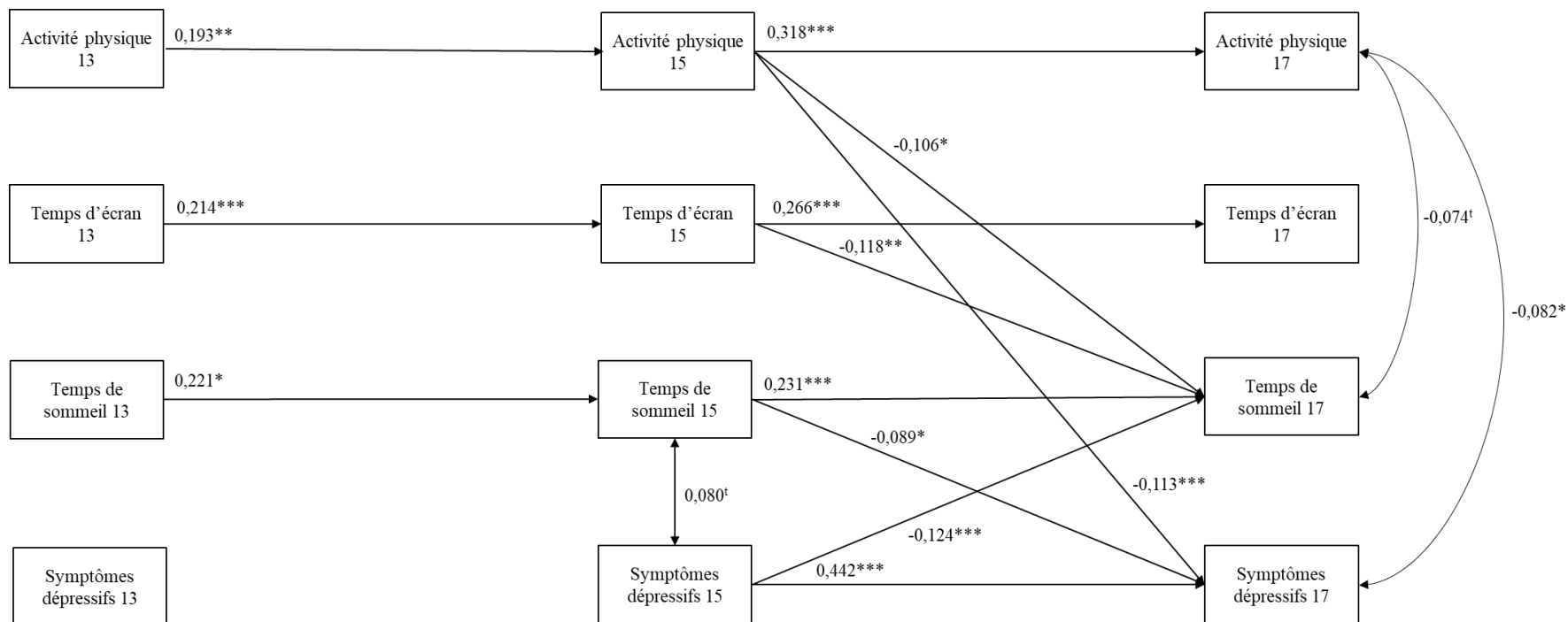
	Activité physique (AP)			Temps d'écran (TE)			Temps de sommeil (TS)			Symptômes dépressifs (SD)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β
AP 13	-	0,193**	-	-	-0,021	-	-	-0,053	-	-	-0,055	-
AP 15	-	-	0,318***	-	-	-0,025	-	-	-0,106*	-	-	-0,113***
AP 17	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TE 13	-0,017	0,013	-	-	0,214***	-	-0,092	-0,022	-	0,119	0,012	-
TE 15	-	0,026	0,019	-	-	0,266***	-	-0,052	-0,118**	-	0,032	0,000
TE 17	-	-	-0,058	-	-	-	-	-	-0,018	-	-	0,011
TS 13	-0,080	-0,083	-	-	-0,011	-	-	0,221*	-	-0,015	-0,037	-
TS 15	-	-0,072	-0,024	-	-	0,028	-	-	0,231***	-	-0,080 [†]	-0,089*
TS 17	-	-	-0,074 [†]	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,045
SD 13	-0,082	-0,039	-	-	-0,056	-	-	0,029	-	-	0,123	-
SD 15	-	-0,064	-0,049	-	-	-0,12***	-	-	-0,014	-	-	0,442***
SD 17	-	-	-0,082*	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ²	0,004	0,059*	0,109**	0,000	0,047 [†]	0,084**	0,021	0,055	0,088*	0,002	0,021	0,228***

Note. Modèle 2 : coefficients de régressions, corrélations intratempus et R² du modèle à décalage croisé examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie. Le modèle présente une excellente adéquation : $\chi^2(30) = 38,627$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,014, CFI = 0,997, TLI = 0,987, SRMR = 0,015, AIC = 70 633,000, BIC = 71 285,685, SABIC = 70 898,119.

Variabiles de contrôle : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,107$, $p \leq 0,001$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,065$, $p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,028$, $p > 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,121$, $p \leq 0,05$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = -0,041$, $p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = 0,001$, $p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,033$, $p > 0,10$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,056$, $p > 0,10$).

$N = 1556$. [†] $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Figure 7. Modèle examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie



Note. Modèle 2 : coefficients de régressions standardisés et corrélations intratemporelles marginalement significatifs ou significatifs du modèle à décalage croisé examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie. Le modèle présente une excellente adéquation : $\chi^2(30) = 38,627$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,014, CFI = 0,997, TLI = 0,987, SRMR = 0,015, AIC = 70 633,000, BIC = 71 285,685, SABIC = 70 898,119.

Variables de contrôle : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,107$, $p \leq 0,001$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,065$, $p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,028$, $p > 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,121$, $p \leq 0,05$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = -0,041$, $p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = 0,001$, $p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,033$, $p > 0,10$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,056$, $p > 0,10$).
 $N = 1556$. [†] $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Tableau 4. Modèle examinant les symptômes anxieux et l'activité physique

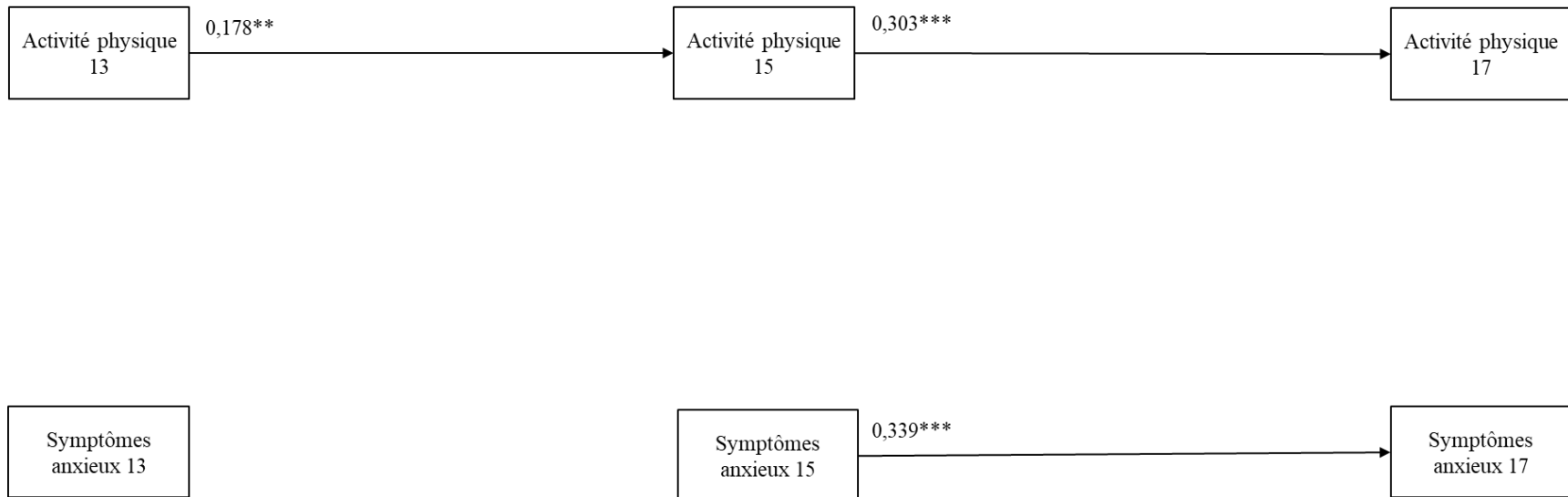
	Activité physique (AP)			Symptômes anxieux (SA)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,178**	-	-	-0,019	-
AP 15	-	-	0,303***	-	-	-0,052
AP 17	-	-	-	-	-	-
SA 13	-0,039	-0,010	-	-	0,105	-
SA 15	-	0,008	0,008	-	-	0,339***
SA 17	-	-	-0,031	-	-	-
R ²	0,012	0,038	0,092**	-	0,012	0,118**

Note. Modèle 3 : coefficients de régressions, corrélations intratemp et R² du modèle à décalage croisé examinant les symptômes anxieux et l'activité physique. Le modèle présente une excellente adéquation : $\chi^2(7) = 7,663, p > 0,05$, RMSEA = 0,008, CFI = 1,000, TLI = 0,998, SRMR = 0,008, AIC = 37 172,484, BIC = 37 423,868, SABIC = 37 274,560.

Variables de contrôle : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,084, p \leq 0,05$); Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,102, p \leq 0,05$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,047, p > 0,10$).

$N = 1554$. [†] $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Figure 8. Modèle examinant les symptômes anxieux et l'activité physique



Note. Modèle 3 : coefficients de régressions standardisés et corrélations intratemporelles marginalement significatifs ou significatifs du modèle à décalage croisé examinant les symptômes anxieux et l'activité physique. Le modèle présente une excellente adéquation : $\chi^2(7) = 7,663$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,008, CFI = 1,000, TLI = 0,998, SRMR = 0,008, AIC = 37 172,484, BIC = 37 423,868, SABIC = 37 274,560.

Variables de contrôle : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,084$, $p \leq 0,05$); Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,102$, $p \leq 0,05$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,047$, $p > 0,10$).

$N = 1554$. [†] $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Tableau 5. Modèle examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie

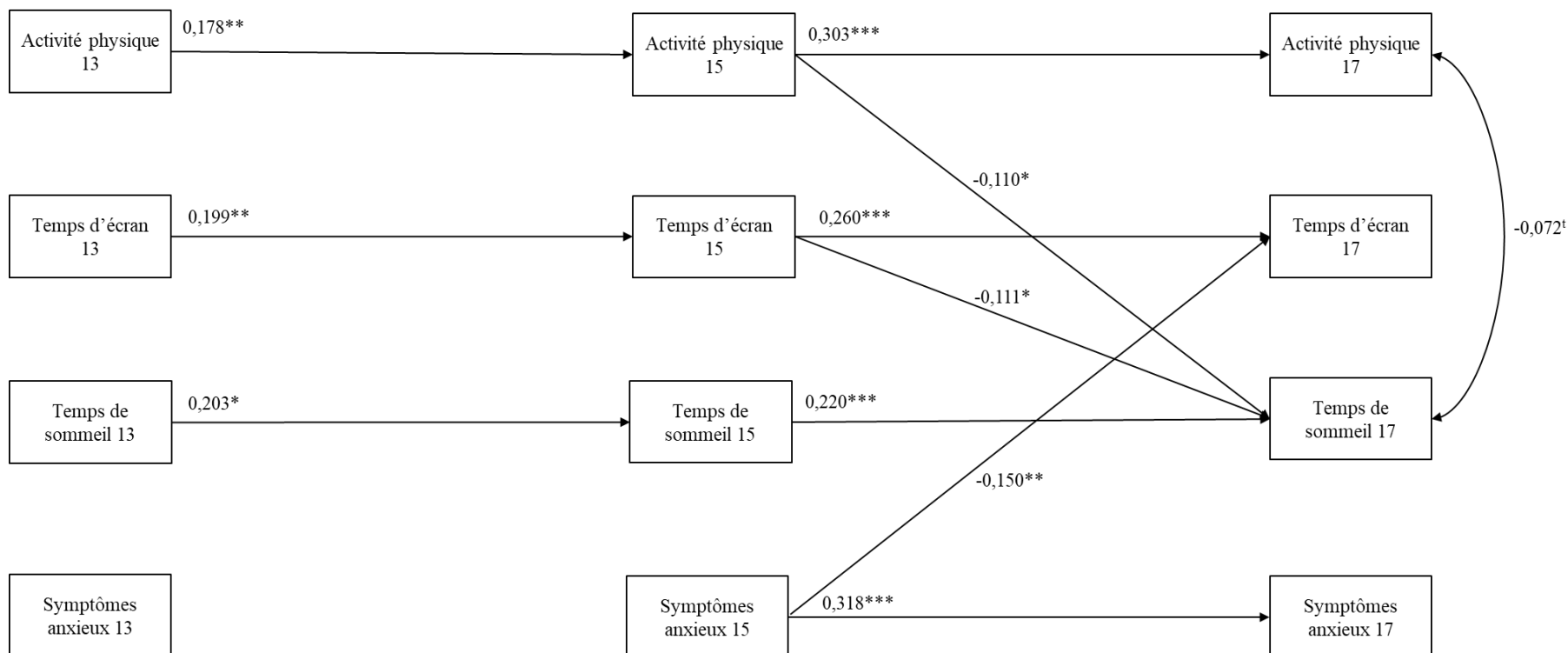
	Activité physique (AP)			Temps d'écran (TE)			Temps de sommeil (TS)			Symptômes anxieux (SA)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β	<i>r</i> / β
AP 13	-	0,178**	-	-	-0,019	-	-	-0,064	-	-	-0,028	-
AP 15	-	-	0,303***	-	-	-0,011	-	-	-0,110*	-	-	-0,061
AP 17	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TE 13	-0,016	0,013	-	-	0,199**	-	-0,075	-0,006	-	0,055	0,066	-
TE 15	-	0,030	0,016	-	-	0,260***	-	-0,041	-0,111*	-	0,019	-0,034
TE 17	-	-	-0,053	-	-	-	-	-	-0,006	-	-	-0,044
TS 13	-0,088	-0,093	-	-	0,000	-	-	0,203*	-	0,046	-0,063	-
TS 15	-	-0,087	-0,025	-	-	0,036	-	-	0,220***	-	-0,060	-0,077
TS 17	-	-	-0,072 ^t	-	-	-	-	-	-	-	-	0,028
SA 13	-0,044	-0,004	-	-	-0,037	-	-	0,017	-	-	0,083	-
SA 15	-	0,003	0,007	-	-	-0,150**	-	-	0,031	-	-	0,318***
SA 17	-	-	-0,032	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ²	0,011	0,050 ^t	0,095**	0,000	0,041	0,089**	0,019	0,048	0,081*	-	0,017	0,113**

Note. Modèle 4 : coefficients de régressions, corrélations intratempus et R² du modèle à décalage croisé examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie. Le modèle présente une excellente adéquation : $\chi^2(28) = 33,212$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,011, CFI = 0,998, TLI = 0,992, SRMR = 0,013, AIC = 68 933,685, BIC = 69 597,070, SABIC = 69 203,150.

Variation de contrôle : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,094$, $p \leq 0,05$); Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,098$, $p \leq 0,05$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,040$, $p > 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,119$, $p \leq 0,05$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,061$, $p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = -0,004$, $p > 0,10$).

$N = 1556$. ^t $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Figure 9. Modèle examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie



Note. Modèle 4 : coefficients de régressions standardisés et corrélations intratemporelles marginalement significatifs ou significatifs du modèle à décalage croisé examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie. Le modèle présente une excellente adéquation : $\chi^2(28) = 33,212, p > 0,05$, RMSEA = 0,011, CFI = 0,998, TLI = 0,992, SRMR = 0,013, AIC = 68 933,685, BIC = 69 597,070, SABIC = 69 203,150.

Variables de contrôle : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,094, p \leq 0,05$); Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,098, p \leq 0,05$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,040, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,119, p \leq 0,05$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,061, p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = -0,004, p > 0,10$).

$N = 1556$. [†] $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Tableau 6. Modèle multigroupes examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique

Garçons	Activité physique (AP)			Symptômes dépressifs (SD)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,209 ^t	-	-	0,068	-
AP 15	-	-	0,328***	-	-	-0,069
AP 17	-	-	-	-	-	-
SD 13	-0,150	-0,087	-	-	0,119	-
SD 15	-	-0,029	0,043	-	-	0,384***
SD 17	-	-	-0,064	-	-	-
R ²	0,015	0,066	0,108 ^t	0,017	0,016	0,153***
Filles	Activité physique (AP)			Symptômes dépressifs (SD)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,272**	-	-	-0,100 ^t	-
AP 15	-	-	0,439***	-	-	-0,149**
AP 17	-	-	-	-	-	-
SD 13	-0,164 ^t	-0,104	-	-	0,272**	-
SD 15	-	-0,033	-0,080	-	-	0,462***
SD 17	-	-	-0,077	-	-	-
R ²	0,015	0,148**	0,206**	0,028	0,093	0,249***

Note. Modèle 5 : coefficients de régressions, corrélations intratemporels et R² du modèle à décalage croisé multigroupes examinant les symptômes dépressifs et l'activité physique.

Variation de contrôle_g : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,095, p \leq 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = 0,132, p \leq 0,05$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,123, p \leq 0,05$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,005, p > 0,10$).

Variables de contrôler : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,233, p \leq 0,001$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = 0,169, p \leq 0,001$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,059, p > 0,10$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,106, p \leq 0,05$).
 $N = 1554$. ^t $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Tableau 7. Modèle multigroupes examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie

Garçons	Activité physique (AP)			Temps d'écran (TE)			Temps de sommeil (TS)			Symptômes dépressifs (SD)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,212 ^t	-	-	0,066	-	-	-0,068	-	-	0,060	-
AP 15	-	-	0,331***	-	-	-0,005	-	-	-0,068	-	-	-0,078
AP 17	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TE 13	0,141	-0,003	-	-	0,119	-	-0,196 ^t	-0,108	-	-	0,076	-
TE 15	-	-0,013	0,029	-	-	0,134	-	-0,132	-0,168**	-	0,105	0,021
TE 17	-	-	-0,060	-	-	-	-	-	-0,039	-	-	0,011
TS 13	-0,132	-0,070	-	-	-0,077	-	-	0,198	-	-	0,002	-
TS 15	-	-0,105	-0,054	-	-	0,028	-	-	0,193 ^t	-	-0,134 ^t	-0,066
TS 17	-	-	0,025	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,010
SD 13	-0,147	-0,088	-	-0,091	-0,172	-	-0,073	-0,006	-	-	0,110	-
SD 15	-	-0,034	0,030	-	-	-0,053	-	-	-0,015	-	-	0,368***
SD 17	-	-	-0,069	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ²	0,014	0,076	0,121 ^t	0,000	0,066	0,019	0,008	0,069	0,087	0,015	0,019	0,156***
Filles	Activité physique (AP)			Temps d'écran (TE)			Temps de sommeil (TS)			Symptômes dépressifs (SD)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,284**	-	-	-0,217**	-	-	-0,092	-	-	-0,104 ^t	-
AP 15	-	-	0,456***	-	-	-0,151*	-	-	-0,170**	-	-	-0,163***
AP 17	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

TE 13	-0,248**	-0,044	-	-	0,207*	-	0,054	0,056	-	0,257**	0,099	-
TE 15	-	-0,052	-0,060	-	-	0,281***	-	-0,015	-0,022	-	0,219***	0,085
TE 17	-	-	-0,086	-	-	-	-	-	0,003	-	-	0,095*
TS 13	-0,125	-0,105	-	-	-0,002	-	-	0,250 ^t	-	0,031	-0,103	-
TS 15	-	-0,076	-0,027	-	-	0,006	-	-	0,309***	-	-0,048	-0,097 ^t
TS 17	-	-	-0,179***	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,090 ^t
SD 13	-0,182 ^t	-0,106	-	-	0,084	-	-	0,021	-	-	0,258**	-
SD 15	-	-0,048	-0,072	-	-	0,031	-	-	-0,061	-	-	0,438***
SD 17	-	-	-0,080 ^t	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ²	0,014	0,185**	0,241**	0,010	0,135*	0,122 ^t	0,046*	0,085	0,142*	0,030 ^t	0,122*	0,275***

Note. Modèle 6 : coefficients de régressions, corrélations intratemp et R² du modèle à décalage croisé multigroupes examinant les symptômes dépressifs et toutes les habitudes de vie.

Variables de contrôle_g : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,110, p \leq 0,05$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,076, p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,012, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,040, p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = 0,124, p \leq 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = -0,012, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,118, p \leq 0,05$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,013, p > 0,10$).

Variables de contrôle_f : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,215, p \leq 0,001$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,141, p \leq 0,01$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,103, p \leq 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,127, p \leq 0,05$); Fonctionnement familial (13 ans) → Symptômes dépressifs (13 ans) ($\beta = 0,174, p \leq 0,001$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = 0,100, p \leq 0,05$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,045, p > 0,10$); Dépression maternelle (6 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,111, p \leq 0,05$).

N = 1556. ^t $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Tableau 8. Modèle multigroupes examinant les symptômes anxieux et l'activité physique

Garçons	Activité physique (AP)			Symptômes anxieux (SA)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,246*	-	-	-0,063	-
AP 15	-	-	0,370***	-	-	-0,098
AP 17	-	-	-	-	-	-
SA 13	-0,137 ^t	-0,143 ^t	-	-	0,026	-
SA 15	-	-0,073	0,019	-	-	0,268**
SA 17	-	-	-0,048	-	-	-
R ²	0,025	0,099	0,136*	-	0,005	0,086 ^t
Filles	Activité physique (AP)			Symptômes anxieux (SA)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,221*	-	-	0,030	-
AP 15	-	-	0,393***	-	-	-0,012
AP 17	-	-	-	-	-	-
SA 13	0,010	0,079	-	-	0,128	-
SA 15	-	0,105	0,009	-	-	0,312***
SA 17	-	-	-0,006	-	-	-
R ²	0,002	0,110*	0,155*	-	0,017	0,097*

Note. Modèle 7 : coefficients de régressions, corrélations intratemporels et R² du modèle à décalage croisé multigroupes examinant les symptômes anxieux et l'activité physique.

Variation de contrôle_g : Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,035, p > 0,10$); SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,092, p \leq 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,155, p \leq 0,001$).

Variation de contrôle_f : Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,006, p > 0,10$); SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,223, p \leq 0,001$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,048, p > 0,10$).

N = 1554. ^t $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.

Tableau 9. Modèle multigroupes examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie

Garçons	Activité physique (AP)			Temps d'écran (TE)			Temps de sommeil (TS)			Symptômes anxieux (SA)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,244*	-	-	0,082	-	-	-0,056	-	-	-0,080	-
AP 15	-	-	0,366***	-	-	-0,028	-	-	-0,061	-	-	-0,108
AP 17	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TE 13	0,141	-0,015	-	-	0,107	-	-0,179 ^t	-0,093	-	-0,094	0,102	-
TE 15	-	-0,014	0,030	-	-	0,108	-	-0,113	-0,162**	-	0,000	-0,035
TE 17	-	-	-0,061	-	-	-	-	-	-0,030	-	-	-0,092
TS 13	-0,120	-0,055	-	-	-0,051	-	-	0,187	-	0,019	-0,125	-
TS 15	-	-0,088	-0,051	-	-	0,038	-	-	0,177 ^t	-	-0,008	-0,064
TS 17	-	-	0,028	-	-	-	-	-	-	-	-	0,026
SA 13	-0,127	-0,137 ^t	-	-	-0,066	-	-	0,030	-	-	-0,001	-
SA 15	-	-0,083	0,021	-	-	-0,160*	-	-	-0,002	-	-	0,250**
SA 17	-	-	-0,052	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ²	0,024	0,102 ^t	0,142*	0,000	0,033	0,037	0,008	0,059	0,073	-	0,032	0,083 ^t
Filles	Activité physique (AP)			Temps d'écran (TE)			Temps de sommeil (TS)			Symptômes anxieux (SA)		
	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans	13 ans	15 ans	17 ans
	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β	r/β
AP 13	-	0,233*	-	-	-0,186*	-	-	-0,110	-	-	0,022	-
AP 15	-	-	0,412***	-	-	-0,117 ^t	-	-	-0,199**	-	-	-0,026
AP 17	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TE 13	-0,201*	-0,051	-	-	0,214*	-	0,087	0,088	-	0,134*	0,091	-
TE 15	-	-0,037	-0,051	-	-	0,282***	-	0,015	-0,024	-	0,200**	0,071
TE 17	-	-	-0,070	-	-	-	-	-	0,014	-	-	0,072
TS 13	-0,133	-0,142 ^t	-	-	0,030	-	-	0,216	-	0,083	-0,031	-
TS 15	-	-0,113 ^t	-0,039	-	-	0,021	-	-	0,281***	-	-0,061	-0,050
TS 17	-	-	-0,191***	-	-	-	-	-	-	-	-	0,025

SA 13	-0,002	0,087	-	-	0,026	-	-	0,017	-	-	0,114	-
SA 15	-	0,091	0,007	-	-	-0,021	-	-	0,044	-	-	0,293***
SA 17	-	-	-0,012	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ²	0,001	0,150**	0,184*	0,005	0,102 ^t	0,101 ^t	0,035 ^t	0,081	0,136*	-	0,024	0,102*

Note. Modèle 8 : coefficients de régressions, corrélations intratemporels et R² du modèle à décalage croisé multigroupes examinant les symptômes anxieux et toutes les habitudes de vie.

Variables de contrôle_g : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,105, p \leq 0,05$); Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,041, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = -0,148, p \leq 0,01$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,044, p > 0,10$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = 0,079, p > 0,10$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = -0,008, p > 0,10$).

Variables de contrôle_r : SSE (13 ans) → Activité physique (15 ans) ($\beta = 0,213, p \leq 0,001$); Type de famille (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,005, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Activité physique (13 ans) ($\beta = 0,038, p > 0,10$); IMC (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,127, p \leq 0,10$); SSE (13 ans) → Temps de sommeil (13 ans) ($\beta = -0,139, p \leq 0,05$); Fonctionnement familial (13 ans) → Temps d'écran (13 ans) ($\beta = 0,071, p > 0,10$).

N = 1556. ^t $p \leq 0,10$. * $p \leq 0,05$. ** $p \leq 0,01$. *** $p \leq 0,001$.