

Le rôle de la centralité dans la clique et de la popularité de la clique dans le développement de l'estime de soi au début de l'adolescence : identification des jeunes à risque

The role of clique centrality and clique popularity in the development of self-esteem in early adolescence: Identifying youth at risk

Olivier Gaudet, Marie-Hélène Véronneau, Johanne Saint-Charles and Cécile Mathys

Volume 53, Number 2, 2024

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1114502ar>
DOI: <https://doi.org/10.7202/1114502ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Revue de Psychoéducation

ISSN

1713-1782 (print)
2371-6053 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Gaudet, O., Véronneau, M.-H., Saint-Charles, J. & Mathys, C. (2024). Le rôle de la centralité dans la clique et de la popularité de la clique dans le développement de l'estime de soi au début de l'adolescence : identification des jeunes à risque. *Revue de psychoéducation*, 53(2), 273–296. <https://doi.org/10.7202/1114502ar>

Article abstract

Self-esteem is known to be unstable in early adolescence. It is also a developmental period when peers become increasingly important. The sociometer theory suggests that adolescents' social position within the peer network is related to their self-esteem, which might help explain patterns of change in self-esteem at this time of life. We hypothesized that adolescents' position within their clique would interact with their clique's popularity to influence changes in self-esteem over one year. Participants were 348 Belgian adolescents (mean age: 13 years old; 61% female). For youth in average or popular cliques, self-esteem increased over a year, regardless of their position within the clique (i.e., central or peripheral). In contrast, one's position within the clique predicted changes in self-esteem for members of unpopular cliques. Central members' self-esteem remained high, while peripheral members' self-esteem started low and decreased over time. Our findings highlight that being part of an average or popular clique could be a protective factor for peripheral members' self-esteem while clique's unpopularity is a risk factor for youth in peripheral positions.

Le rôle de la centralité dans la clique et de la popularité de la clique dans le développement de l'estime de soi au début de l'adolescence : identification des jeunes à risque

The role of clique centrality and clique popularity in the development of self-esteem in early adolescence: Identifying youth at risk

O. Gaudet¹
M.-H. Véronneau¹
J. Saint-Charles²
C. Mathys³

- 1 Département de Psychologie, Université du Québec à Montréal,
- 2 Département de Communication Sociale et Publique, Université du Québec à Montréal
- 3 Département de Criminologie, Université de Liège

Résumé

Au début de l'adolescence, l'estime de soi est instable et les pairs deviennent de plus en plus importants. La théorie du sociomètre suggère que la position sociale des adolescentes et adolescents au sein du réseau de pairs est liée à leur estime de soi, ce qui pourrait aider à expliquer les variations de l'estime de soi à cette période de la vie. Nous avons émis l'hypothèse que l'interaction entre la position des jeunes au sein de leur clique et la popularité de leur clique influence les changements d'estime de soi sur un an. Les personnes participantes étaient 348 jeunes belges (âge moyen : 13 ans; 61 % de filles). Pour les jeunes des cliques normatives ou populaires, l'estime de soi a augmenté sur un an, quelle que soit leur position au sein de la clique (c'est-à-dire centrale ou périphérique). En revanche, la position au sein de la clique prédit des changements d'estime de soi pour les membres des cliques impopulaires. L'estime de soi des membres centraux est restée élevée, tandis que celle des membres périphériques a commencé à un niveau faible et a diminué avec le temps. Nos résultats soulignent qu'être inclus dans une clique normative ou populaire pourrait être un facteur de protection de l'estime de soi des membres périphériques, alors que la faible popularité de la clique en serait un facteur de risque.

Mots-clés : relations avec les pairs, statut social, popularité, estime de soi, analyses de réseaux sociaux.

Abstract

Self-esteem is known to be unstable in early adolescence. It is also a developmental period when peers become increasingly important. The sociometer theory suggests that adolescents' social position within the peer network is related to their self-esteem, which might help explain patterns of change in self-esteem at this time of life. We

Correspondance :

Marie-Hélène Véronneau
Département de Psychologie
Université du Québec à Montréal
C.P. 8888 succursale Centre-ville,
Montreal, QC, H3C 3P8
Canada

veronneau.marie-helene@uqam.ca

hypothesized that adolescents' position within their clique would interact with their clique's popularity to influence changes in self-esteem over one year. Participants were 348 Belgian adolescents (mean age: 13 years old; 61% female). For youth in average or popular cliques, self-esteem increased over a year, regardless of their position within the clique (i.e., central or peripheral). In contrast, one's position within the clique predicted changes in self-esteem for members of unpopular cliques. Central members' self-esteem remained high, while peripheral members' self-esteem started low and decreased over time. Our findings highlight that being part of an average or popular clique could be a protective factor for peripheral members' self-esteem while clique's unpopularity is a risk factor for youth in peripheral positions.

Keywords: peer relationships, social status, popularity, self-esteem, social network analysis.

Au début de l'adolescence, les jeunes font face à de multiples changements associés à la puberté et à la transition vers l'école secondaire (Goossens, 2020; Pan et al., 2016). Pendant cette période, l'estime de soi des jeunes tend à diminuer significativement. Cette baisse momentanée contraste avec la courbe de développement de l'estime de soi qui tend habituellement à augmenter tout au long de la vie (Chung et al., 2017). L'estime de soi fait référence à l'attitude ou à la vision positive ou négative qu'un individu entretient envers soi-même (Rosenberg, 2015) et est hautement prédictive de l'adaptation psychosociale présente et future des jeunes (Rueger et George, 2017; Zhu et al., 2019). Il est donc important d'étudier la période du début de l'adolescence pour identifier les facteurs de risque prédisant une baisse de l'estime de soi.

La recherche suggère que l'estime de soi des jeunes peut être influencée par leurs relations avec les pairs (Gaudet, 2022; Litwack et al., 2012). Cela concorde avec le désir grandissant des jeunes de proximité, d'intimité et d'approbation de leurs pairs (Dahl et al., 2018). Au début de l'adolescence, la plupart des jeunes ont tendance à s'affilier à une « clique » (Cloutier et Drapeau, 2008; Ennett et Bauman, 1996), c'est-à-dire un groupe de pairs comprenant en moyenne cinq membres qui passent du temps ensemble et qui partagent des relations intimes et réciproques les uns avec les autres (Brown, 1990). Cependant, il n'est pas nécessaire de développer une relation avec chaque membre de la clique pour faire partie de ce groupe. En fait, certains membres de la clique peuvent former des relations plus étroites et profondes entre eux qu'avec d'autres. Les cliques jouent un rôle important dans le développement psychosocial des jeunes en offrant des ressources, du soutien et de l'information (Valente, 2010; Zander et al., 2019). En outre, les cliques diffèrent des autres types de groupes de pairs, tels que les bandes, car ces dernières sont des groupes comprenant un plus grand nombre d'individus qui sont similaires en termes de réputation ou de passe-temps (par exemple, les « nerds », les « emo », les « sportifs »), sans nécessairement partager un lien d'amitié ou même interagir régulièrement (Brown et Klute, 2003; Rubin et al., 2006).

Les cliques sont structurées selon une certaine hiérarchie; les membres ayant plus d'amis au sein de la clique occupent ainsi une position plus prestigieuse que les autres. La position d'une personne dans sa clique peut être estimée avec

une mesure de centralité reflétant son leadership et son influence sur les autres membres (Haynie, 2000; Rodrigues, 2019). Des recherches antérieures ont fait la distinction entre deux types de positions que les membres de la clique peuvent occuper. Les jeunes qui ont de nombreux amis au sein de leur clique sont des membres centraux (Gest et al., 2001; Paluck et Shepherd, 2012). Ces membres bien connectés sont influents et dominants, du moins dans le contexte de la clique. À l'inverse, les individus qui sont amis avec seulement quelques membres de leur clique se situent en périphérie. Ces membres détiennent le statut social le plus bas au sein de leur groupe d'amis et ils ont moins de pouvoir social que leurs pairs centraux (Rodrigues, 2019).

À notre connaissance, personne n'a encore abordé l'influence de la centralité au sein de la clique sur l'estime de soi. Toutefois, une étude a exploré la relation entre la centralité et le concept de soi (Levina et Ivanova, 2012). La principale distinction entre le concept de soi et l'estime de soi est que le premier est une description ou une représentation cognitive des différentes parties du soi alors que le deuxième est plutôt une évaluation affective de celui-ci. Par conséquent, leur influence sur l'ajustement psychosocial est différente (Hyseni, Duraku et Hoxha, 2018; King, 1997). Néanmoins, cette étude révèle que les membres périphériques d'une clique avaient une moins bonne image d'eux-mêmes que les autres membres (Levina et Ivanova, 2012). En outre, le fait d'être en périphérie d'une clique est associé à de moins hauts niveaux d'appréciation des pairs, de contrôle des ressources et de privilèges sociaux ainsi qu'à une plus forte susceptibilité aux normes sociales, aux comportements à risque et à la victimisation par les pairs (Bagwell et al., 2000; Ennett et al., 2006; Pearson et Michell, 2000; Zabatany et al., 2017, 2019). Ces résultats montrent que le fait d'être en marge d'une clique est risqué pour le développement psychosocial des jeunes. L'un des objectifs de la présente étude est d'explorer le lien entre la centralité dans la clique et le développement de l'estime de soi au fil du temps, en portant une attention particulière au rôle possiblement négatif d'y occuper une position périphérique.

Tout comme la position des jeunes dans la hiérarchie de leur clique, les phénomènes sociaux qui se produisent dans le large réseau de pairs influencent l'estime de soi. La popularité est un type de statut social fondé sur la domination sociale et l'influence d'un individu au sein d'un réseau de pairs plus large (par exemple, l'école ou le niveau scolaire; Cillessen, 2011). La popularité est très convoitée par les jeunes car elle est associée à la visibilité, au prestige et au pouvoir (Cillessen, 2011; Laursen, 2018). La popularité est généralement évaluée à l'aide de deux questions, demandant aux participants quels sont les élèves les plus et les moins populaires de leur école ou de leur niveau scolaire. Le nombre de nominations « moins populaires » est soustrait du nombre de nominations « plus populaires » pour obtenir un score de popularité pour tous les membres du groupe (Maheux et al., 2020). Cela contraste avec la mesure de la centralité au sein de la clique, qui est plutôt basée sur le nombre de liens d'amitié que les individus partagent avec les autres membres de leur clique, et qui évalue le leadership des jeunes au sein d'un petit groupe de pairs (Gest et al., 2001; Sciberas, 2019).

Bien que de nombreuses études aient examiné les corrélats comportementaux et socio-émotionnels de la popularité (par exemple, la méta-analyse de Harris et al., 2020; McDonald et al., 2018; Orth et al., 2019), seules quelques études ont abordé l'influence de la popularité sur l'estime de soi. Trois études ont mis en évidence une corrélation positive entre la popularité et l'estime de soi, que ce soit de manière concomitante (de Bruyn et van den Boom, 2005; Litwack et al., 2012) ou longitudinale (Gruenfelder-Steiger et al., 2016), tandis qu'une étude a mis en évidence une association négative à l'aide d'un modèle longitudinal (Gaudet, 2022). En outre, Harter (1990) a constaté que l'estime de soi des jeunes personnes adolescentes était plus fortement influencée par l'opinion et l'évaluation sociale du groupe de pairs au sens large, comme les camarades du même niveau scolaire, que par celles de leurs amis. Ce constat soutient l'idée que les jeunes peuvent attacher une importance prioritaire à leur popularité à l'école.

Au même titre que les individus se distinguent les uns des autres par leur degré de popularité, certaines cliques sont plus populaires que d'autres et ont donc un statut social plus élevé que ces dernières. Par conséquent, certains jeunes peuvent souhaiter faire partie d'une clique populaire pour augmenter leur propre popularité (Dijkstra et al., 2010). La popularité d'une clique est généralement mesurée en calculant un score moyen de la popularité individuelle des membres de la clique (Ellis et Zarbatany, 2007; Kindermann, 1996, 2007; Vollet et al., 2017). Le score de popularité individuelle de chaque membre de la clique est exclu du score de popularité de la clique, et plutôt utilisé comme covariable. Cette stratégie permet de saisir le climat social unique dans lequel évolue chaque membre de la clique.

Peu d'études ont abordé l'influence de la popularité de la clique sur le développement des personnes adolescentes et, à notre connaissance, aucune n'a exploré la relation entre cette variable et l'estime de soi. Cependant, Brown et Lohr (1987) ont étudié la relation entre l'appartenance à une bande et l'estime de soi, et ils ont constaté que les membres des bandes de faible statut avaient les niveaux d'estime de soi les plus faibles au sein de leur réseau de pairs. Bien que les bandes et les cliques soient différentes (Brown et Klute, 2003; Rubin et al., 2006), la faible popularité de la clique peut être un facteur de risque pour le développement de l'estime de soi chez les jeunes. Qui plus est, la recherche suggère que la popularité de la clique peut avoir une influence singulière sur le développement des jeunes, au-delà de la popularité sur le plan individuel (Gommans et al., 2017; Zhao et al., 2016). Par exemple, Ellis et Zarbatany (2007) ont révélé que le processus de socialisation de la déviance au sein d'une clique est modéré par la popularité de la clique. Plus précisément, les membres des cliques populaires deviennent plus similaires à leurs amis déviants en adoptant davantage de comportements déviants ou en le faisant plus rapidement que les membres d'une clique moins populaire. Cette étude souligne que la popularité de la clique est une variable reliée au climat social et qu'elle peut alors être considérée comme un modérateur des processus d'influence inhérents à la clique.

La théorie du sociomètre

La présente étude est soutenue par la théorie du sociomètre (Leary et Baumeister, 2000; Leary et al., 1995) qui conceptualise l'estime de soi comme un indicateur d'inclusion sociale. Selon ce modèle, l'estime de soi des jeunes devrait être plus élevée lorsqu'ils se sentent inclus et valorisés par leur groupe de pairs. À l'inverse, l'estime de soi des personnes adolescentes diminuerait lorsqu'elles se sentent socialement exclues ou à risque de l'être. Une diminution de l'estime de soi est ainsi conceptualisée comme un signe avant-coureur que la position sociale d'une personne est précarisée. Ce scénario est peu souhaitable pour elle sachant qu'il est relié au développement de symptômes dépressifs, d'un sentiment de solitude et d'une faible performance scolaire (Arslan, 2016; Buhs et Ladd, 2001; Prinstein et Aikins, 2004). Comme expliqué précédemment, les jeunes sont intégrés dans plusieurs niveaux de structures sociales (par exemple, une clique au sein d'un réseau de pairs plus large). Ainsi, leur sentiment d'inclusion n'est pas unidimensionnel, étant donné que leur statut peut différer largement d'une structure sociale à l'autre. Par exemple, une personne peut être un membre périphérique de sa clique, alors que la clique elle-même se situe au sommet de la hiérarchie sociale et est catégorisée populaire. La théorie du sociomètre est utile pour guider les hypothèses sur la façon dont le statut social des personnes adolescentes dans leur clique et dans leur grand groupe de pairs peut interagir pour prédire les changements d'estime de soi au fil du temps.

Objectif

Le but de cette étude est d'explorer le développement de l'estime de soi des jeunes personnes adolescentes en tenant compte de leur position sociale dans leur réseau de pairs. Notre première hypothèse est que les membres périphériques de la clique connaîtront une diminution de leur estime de soi, tandis que celle des membres centraux de la clique augmentera. Nous nous attendons également à ce que la popularité de la clique modère la relation entre la centralité et l'estime de soi, de sorte que la faible popularité de la clique soit un facteur de risque supplémentaire menant à une diminution plus prononcée de l'estime de soi des jeunes en périphérie de leur clique.

Méthode

Échantillon

Les données ont été collectées dans une école secondaire francophone en Belgique au mois de mars lors de deux années subséquentes. Tous les étudiants de première et deuxième secondaire ont été invités à participer. Les parents de 33 étudiants n'ont pas donné leur consentement, menant à un échantillon de 470 participants. Seuls ceux membres d'une clique ont pu être inclus dans nos analyses (voir la section *Identification des cliques* ci-dessous), de sorte que 122 élèves isolés ou membres d'une dyade ont été exclus des analyses. Aucune différence significative n'a été trouvée en termes d'estime de soi entre ces 122 participants et ceux restants au premier temps de mesure. L'échantillon final comprenait alors 348 participants âgés en moyenne de 13 ans au départ (SD = 0,88). L'échantillon était

composé à 61 % de filles et comprenait 189 élèves de première secondaire et 159 élèves de deuxième secondaire. Les participants étaient majoritairement Belges (91 %).

Les enjeux éthiques et déontologiques de l'étude ont été expliqués aux participants afin qu'ils puissent y consentir de manière libre et éclairée. Les étudiants disposaient de 60 minutes, en classe, pour remplir un questionnaire papier-crayon. L'étude a été approuvée par le comité institutionnel de révision.

Mesures

Données démographiques

Les participants ont rapporté leur âge et leur sexe au premier temps de mesure.

Estime de soi

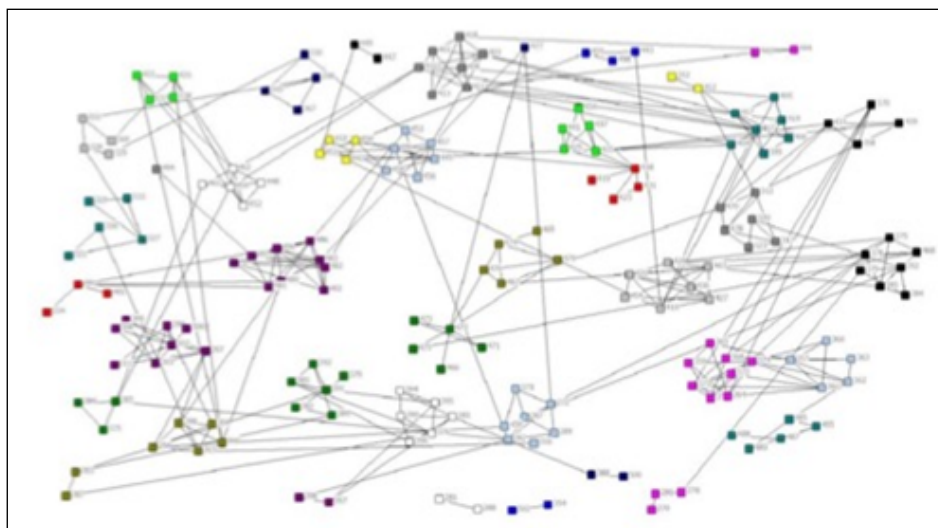
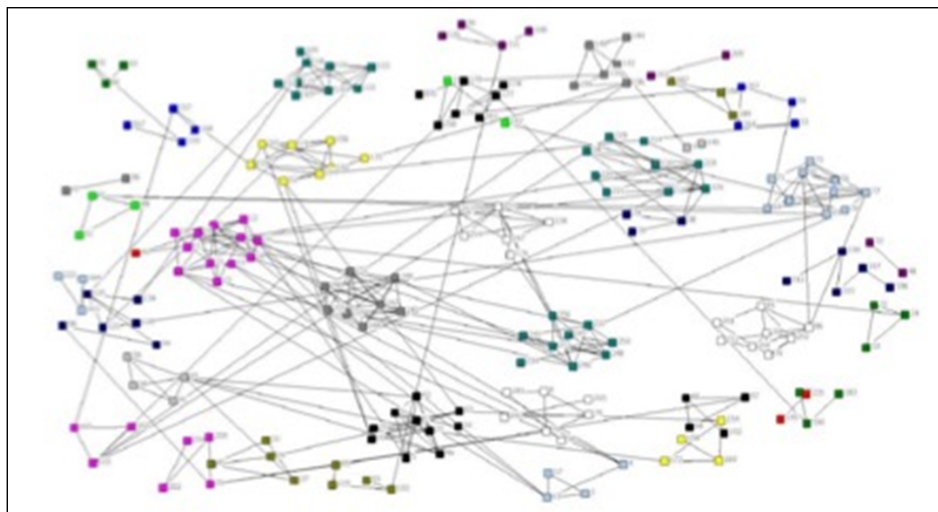
L'échelle d'estime de soi de Rosenberg (1965) est l'un des outils les plus courants pour évaluer l'estime de soi en psychologie. Nous avons alors utilisé une version francophone de cet outil (Vallières et Vallerand, 1990) qui a été validée auprès d'étudiants du collégial et précédemment utilisée auprès de personnes adolescentes (Barrette et al., 2004; Paquette et al., 2009). Cette échelle est composée de dix items tels que « Dans l'ensemble, je suis satisfait de moi-même » ou « Parfois, je pense que je ne suis pas bon du tout », tous codés sur une échelle de type Likert en quatre points (de 1 = Fortement en désaccord à 4 = Tout à fait d'accord). Les scores variaient entre 10 et 40; les scores élevés indiquant une haute estime de soi ($\alpha = 0,81$).

Identification des cliques

Les cliques sont des groupes d'amis. Nous avons alors identifié les amitiés au premier temps de mesure à travers la question : « Parmi les jeunes dans ton niveau scolaire, quels élèves aimes-tu le plus? ». Conformément aux études précédentes, seules les nominations d'appréciation réciproque ont été considérées comme un indicateur d'amitié (Boutin et al., 2023; Gaudet, 2022; Hodges et Perry, 1999; Schwartz et al. 2000). Les participants pouvaient nommer un maximum de dix étudiants, qu'ils soient de sexe opposé ou du même sexe, et ne pouvaient pas se nommer eux-mêmes. En outre, ils pouvaient nommer à la fois les jeunes dans leur classe et ceux dans leur niveau scolaire. Cette consigne est connue pour améliorer la validité des mesures sociométriques basées sur les nominations par les pairs, comparativement aux mesures qui limitent les nominations uniquement aux camarades de classe (Poulin et Dishion, 2008). L'algorithme Girvan-Newman du logiciel UCINET version 6 (Borgatti et al., 2014) a été utilisé pour identifier les cliques. Cette procédure permet d'identifier les sous-groupes les plus densément connectés dans un réseau (Girvan et Newman, 2002). Une représentation imagée des cliques identifiées au premier temps de mesure au sein des participants en première et en deuxième année du secondaire est offerte dans la figure 1.

Figure 1

Représentation imagée de l'identification des cliques



Note. Ces réseaux ont été identifiés au premier temps de mesure pour tous les participants. Dans l'encadré du haut, il s'agit du réseau composé des élèves de première année du secondaire et dans l'encadré de bas, du réseau composé des élèves de deuxième année du secondaire.

Popularité de la clique et centralité dans la clique

Popularité dans la clique. Dans un premier temps, les participants ont répondu aux questions couramment utilisées pour mesurer la popularité : « Qui sont les élèves les plus populaires? » et « Qui sont les élèves les moins populaires? » parmi les jeunes de leur année scolaire (Gaudet, 2022; Litwack et al., 2012; Maheux et al., 2020). Les participants pouvaient nommer jusqu'à dix pairs pour chaque question. Le nombre de nominations « plus populaires » et « moins populaires » reçues par les participants a été standardisé au sein de chaque niveau scolaire. Ensuite, le nombre standardisé de nominations « moins populaires » a été soustrait du nombre standardisé de nominations « plus populaires ». Le résultat de cette soustraction a ensuite été standardisé, toujours au sein de chaque niveau scolaire.

La deuxième étape a consisté à créer un score de popularité de la clique unique pour chaque participant. Nous avons calculé la moyenne des scores de popularité individuelle obtenus par tous les membres de la clique, à l'exception du participant cible. Cette stratégie a souvent été appliquée pour calculer des variables au niveau-groupe tout en permettant d'utiliser la popularité individuelle de chaque membre comme variable de contrôle distincte dans les analyses ultérieures (Ellis et Zarbatany, 2007; Kindermann 1996; 2007; Vollet et al., 2017).

Centralité. Pour chaque membre de la clique, un score reflétant le degré de centralité a été calculé à l'aide du logiciel UCINET, version 6 (Borgatti et al., 2014), représentant le nombre d'amitiés qu'il partageait avec les autres membres de sa propre clique. Les scores ont été standardisés au sein de chaque clique pour tenir compte de la variation du nombre de membres d'une clique à l'autre.

Résultats

Stratégie d'analyse

Les analyses préliminaires consistaient à examiner les patrons de données manquantes, les statistiques descriptives et les corrélations entre les variables continues d'intérêt. Des tests-t et des tests de khi carré ont été utilisés pour examiner les différences entre les groupes pour les variables catégorielles. L'analyse principale consistait en une régression linéaire incluant un terme d'interaction, réalisée avec Mplus version 8.0 (Muthén et Muthén, 2017). Dans le cas où une interaction significative émergeait, des ANCOVA étaient planifiées comme analyses post-hoc afin de comparer l'estime de soi des quatre sous-groupes de participants. Ce logiciel facilite la gestion des données manquantes à l'aide du *Full Information Maximum Likelihood* (FIML).

Analyses préliminaires

Données manquantes

Certains participants ont rapporté leur niveau d'estime de soi au T1 (338), mais pas au T2 (243). Des analyses plus approfondies n'ont révélé aucune différence significative sur le plan de l'estime de soi initiale en comparant les participants qui ont répondu aux deux temps de mesure et ceux qui ont uniquement répondu au premier, $t(336) = -1,10, p > 0,05$. Cependant, les participants qui ont déclaré leur niveau d'estime de soi aux deux points de mesure étaient plus jeunes, $t(346) = 2,61, p < 0,01$, et étaient plus susceptibles d'être des filles que des garçons, $\chi^2(1, N = 348) = 9,30, p < 0,01$, par rapport à ceux qui ont complété l'échelle d'estime de soi au T1 seulement.

Statistiques descriptives et corrélations

Les moyennes, les écarts types, les indicateurs de normalité, le nombre de participants avec des données valides pour toutes les variables ainsi que les corrélations entre les variables continues sont rassemblés dans le tableau 1. Toutes les variables étaient intercorrélées dans les directions attendues.

Tableau 1

Corrélations et statistiques descriptives

	1	2	3	4	5	6	7
1. Âge	-						
2. Sexe	,03	-					
3. Estime de soi T1	-,04	-,15**	-				
4. Estime de soi T2	-,05	-,27***	,47***	-			
5. Popularité individuelle	,01	-,05	,00	-,13*	-		
6. Centralité	-,02	,01	,14*	,04	,13*	-	
7. Popularité de la clique	,06	-,08	,04	-,04	,53***	-,02	-
Moyenne	13,06	1,61	30,42	31,32	,06	-,00	,05
Écart-type	,89	,49	5,56	5,59	1,04	,97	,77
Skew	,46	-,45	-,60	-,57	,38	,04	-,76
Kurtosis	-,33	-1,81	,38	,19	1,27	-,59	2,44
n	348	348	338	243	348	348	348

Note. La variable sexe a été codée 1 pour les garçons et 2 pour les filles. Les variables de centralité et de popularité de la clique sont représentées ici en tant que variables continues, mais elles ont été dichotomisées pour les analyses principales, tel que décrit dans la section Résultats.

* $p < ,05$; ** $p < ,01$; *** $p < ,001$.

Identification des cliques

L'algorithme Girvan-Newman a été utilisé pour identifier les cliques. Cet algorithme permet d'identifier les sous-groupes de participants les plus densément connectés et nécessite que les chercheurs fournissent un nombre approximatif de sous-groupes à identifier. Après quelques essais, nous avons constaté que pour répondre aux critères définis dans la littérature antérieure concernant la composition des cliques (une moyenne de cinq membres et une fourchette de trois à douze membres; Brown, 1990), le nombre approximatif de sous-groupes qui devraient être demandés dans notre échantillon était de 35 par réseau (c'est-à-dire par niveau scolaire).

Parmi les élèves de première secondaire (premier réseau), 31 cliques ont été identifiées. Ces cliques comptaient en moyenne 6,10 membres et allaient de 3 à 13 membres. Parmi les élèves de deuxième secondaire (deuxième réseau), 26 cliques ont été identifiées. Ces cliques comptaient en moyenne 6,23 membres et variaient également de 3 à 13 membres. Les cliques de même sexe représentaient 68 % des cliques, soit 61 % des participants.

Analyses principales

Un score de changement entre l'estime de soi au T1 et l'estime de soi au T2 a été utilisé comme variable dépendante dans notre modèle pour représenter l'évolution de l'estime de soi au fil du temps et faciliter l'interprétation des résultats. En fait, l'utilisation d'un score de changement facilite la représentation visuelle des trajectoires entre deux temps de mesure. Cette variable a été nommée *changement d'estime de soi*. Comme le recommandent Clifton et Clifton (2019), nous avons également contrôlé pour l'estime de soi au départ dans le modèle de changement. De plus, nos analyses ont contrôlé pour l'âge, le sexe et la popularité individuelle des participants au T1. Une analyse de régression multiple avec Mplus 8.0 a été réalisée pour tester l'interaction entre la centralité au sein d'une clique et la popularité de la clique sur le changement d'estime de soi des jeunes sur un an. Pour tenir compte du fait que les participants étaient imbriqués dans des cliques, nous avons créé un modèle multi-niveau à l'aide de la fonction « cluster » du logiciel Mplus.

L'analyse d'interaction a été réalisée en trois étapes. Dans la première étape, seuls l'âge, le sexe, la popularité individuelle et l'estime de soi au T1 ont été inclus comme prédicteurs du changement d'estime de soi. Dans un deuxième temps, la centralité au sein de la clique et la popularité de la clique ont été ajoutées comme variables prédictrices continues. Dans un troisième temps, le terme d'interaction (centralité X popularité de la clique) a été ajouté au modèle. En utilisant des scores continus, les résultats n'étaient pas concluants; la centralité au sein d'une clique, la popularité de la clique et leur interaction ne prédisaient pas de manière significative l'estime de soi au fil du temps.

La popularité de la clique et la centralité au sein de la clique ont ensuite été converties en variables catégorielles pour déterminer si certains groupes de jeunes étaient plus susceptibles de connaître des variations dans leur estime de soi que

d'autres en fonction de leur position sociale spécifique. L'utilisation de catégories est courante dans les recherches sur la popularité car elle permet de représenter le processus de catégorisation qui sous-tend la perception des jeunes de leur environnement social (Coie et al., 1982; Longobardi et al., 2018). Pour la variable de popularité de la clique, nous avons initialement créé trois catégories. Les cliques jugées *populaires* se situaient à au moins un écart type au-dessus de la moyenne; les cliques classées comme *impopulaires* se situaient un écart type en dessous de la *moyenne* ou moins, et les cliques classées comme *normatives* se situaient entre les deux autres groupes. Des analyses de régression préliminaires ont révélé que les participants des cliques populaires et normatives présentaient des patrons de résultats similaires. Ainsi, nous avons choisi de simplifier nos analyses en combinant ces deux catégories et en comparant ce nouveau groupe de participants (comprenant des jeunes issus des cliques « populaires » et « normatives ») avec les participants des cliques impopulaires. Nous avons donc comparé deux groupes de jeunes, ceux issus de cliques *impopulaires* et ceux issus de cliques *normatives-populaires*.

Pour la variable de centralité dans la clique, nous avons basé notre catégorisation sur des recherches montrant que les membres de la clique les plus périphériques courent le plus grand risque de connaître des résultats négatifs par rapport aux autres membres de leur clique (ex. Pearson et Michell, 2000). En suivant la stratégie utilisée pour la dichotomisation des scores de popularité des cliques, nous avons créé deux catégories : les individus situés à un écart-type sous la moyenne ou moins ont été classés comme *périphériques*, tandis que les autres membres de la clique atteignant un certain niveau d'inclusion au sein de leur clique ont été classés comme *centraux*. La distribution des personnes participantes dans les différents sous-groupes est la suivante : huit élèves sont des membres périphériques d'une clique impopulaire, 29 sont des membres centraux d'une clique impopulaire, 61 sont des membres périphériques d'une clique normative-populaire et 250 sont des membres centraux d'une clique normative-populaire.

Les analyses d'interaction en trois étapes précédemment calculées avec les scores continus ont été exécutées cette fois en utilisant les variables dichotomiques de centralité et de popularité de clique. Le tableau 2 présente les résultats obtenus. Ni la centralité ($\beta = -0,00$, *ns*) ni la popularité de la clique ($\beta = 0,08$, *ns*) n'ont de relation directe avec le changement de l'estime de soi des participants sur une période d'un an. Les résultats indiquent que le terme d'interaction prédit de manière significative le changement de l'estime de soi des participants au fil du temps ($\beta = -0,40$, $p < 0,01$). Les analyses de suivi ont révélé que la centralité n'était pas liée au changement d'estime de soi des participants s'ils faisaient partie d'une clique normative-populaire, $B = 0,62$, erreur type = 0,69, $t(341) = 0,90$, *ns*. Cependant, le changement sur le plan de l'estime de soi des membres de cliques impopulaires variait significativement en fonction de leur centralité, $B = -4,12$, erreur type = 1,37, $t(341) = -3,00$, $p < 0,01$, ce qui signifie que le changement dans l'estime de soi était significativement différent entre les membres centraux et périphériques.

Tableau 2

Régressions linéaires multiples démontrant l'interaction entre la centralité dans la clique et la popularité de la clique sur l'estime de soi

Étape	Variables	Changement d'estime de soi			
		B	Erreur Type	β	p
1	Constante	18,45	5,60	3,45	,00
	Sexe	-2,01	,78	-,19	,01
	Âge	,06	,41	,01	,89
	Estime de soi T1	-,50	,06	-,51	,00
	Popularité individuelle	-,72	,30	-,14	,01
	R2 = ,28				
2	Constante	18,06	5,58	3,38	,00
	Sexe	-1,85	,76	-,17	,02
	Âge	-,02	,45	-,00	,96
	Estime de soi T1	-,49	,06	-,51	,00
	Popularité individuelle	-,90	,34	-,17	,01
	Centralité dans la clique	-,03	,64	-,00	,96
	Popularité de la clique	1,32	1,40	,08	,34
R2 = ,28					
3	Constante	14,75	5,62	2,52	,01
	Centralité dans la clique	4,12	1,37	,31	,00
	Popularité de la clique	4,86	1,52	,28	,00
	Sexe	-1,98	,76	-,19	,01
	Âge	,03	,45	,01	,95
	Estime de soi T1	-,50	,06	-,51	,00
	Popularité individuelle	-,84	,35	-,16	,02
	Centralité X Popularité clique	-4,74	1,52	-,40	,00
R2 = ,29					

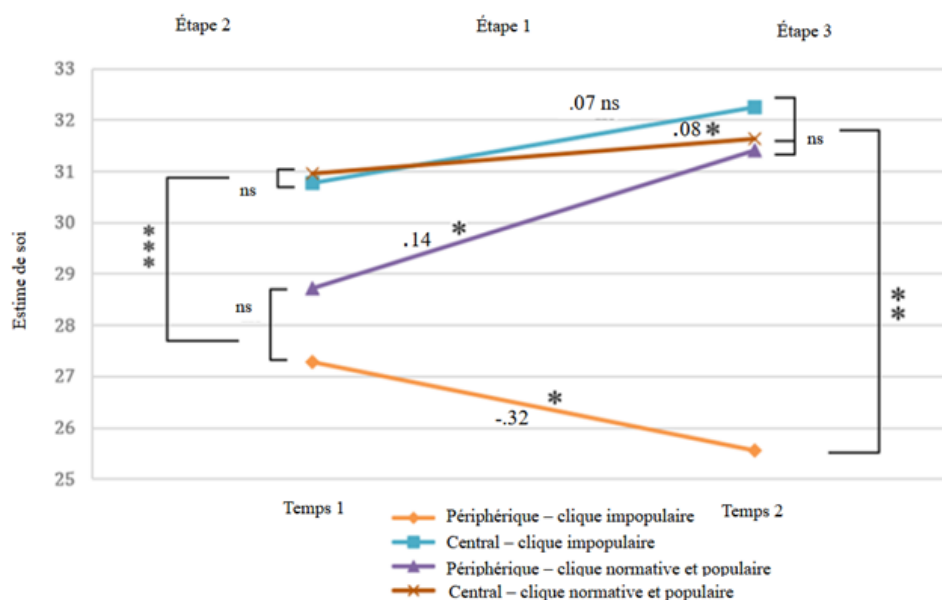
Analyses post-hoc sur les changements dans le niveau d'estime de soi

Pour comprendre le processus de changement mis en évidence par l'effet de modulation significatif, nous avons effectué des analyses post-hoc en trois étapes, à l'aide d'une série d'ANCOVAs. Les résultats de cette analyse en trois étapes sont présentés dans la figure 2. L'étape 1 a permis de décomposer l'interaction et de comparer les trajectoires d'évolution de l'estime de soi du premier au deuxième temps de mesure pour les quatre groupes de participants (membres centraux d'une

clique normative-populaire, membres centraux d'une clique impopulaire, membres périphériques d'une clique normative-populaire, membres périphériques d'une clique impopulaire). L'étape 2 a permis de comparer les niveaux moyens d'estime de soi au départ pour les quatre groupes de participants et de tester l'effet principal de la centralité dans la clique et de la popularité de la clique sur l'estime de soi au T1. L'étape 3 a été réalisée dans le même but que l'étape 2, mais cette fois en explorant les différences de niveau moyen d'estime de soi au deuxième temps de mesure.

Figure 2

Décomposition de l'interaction entre la centralité dans la clique et la popularité de la clique en lien avec le changement de l'estime de soi sur une période d'un an



Note. L'étape 1, l'étape 2 et l'étape 3 indiquent l'endroit dans la figure associé aux résultats des trois analyses post-hoc. L'axe de Y démontre le niveau d'estime de soi. Les valeurs sur l'axe des Y à l'étape 2 et l'étape 3 sont des scores bruts d'estime de soi, en contrôlant pour l'âge, le sexe et la popularité individuelle, alors que les pentes représentées à l'étape 1 sont basées sur les scores de changement d'estime de soi, en contrôlant pour l'estime de soi au T1 en plus de l'âge, du sexe et de la popularité individuelle. Pour cette raison, les pentes ne sont pas représentatives des valeurs exactes des beta obtenus dans les analyses, mais plutôt une association directe entre les scores d'estime de soi estimés au T1 et au T2.

* $p < ,05$; ** $p < ,01$; *** $p < ,001$

Dans la première étape, nous avons calculé une ANCOVA à deux facteurs en utilisant comme facteurs la centralité dans la clique et la popularité de la clique. Ainsi, nous analysons le processus de changement par rapport au niveau de base de l'estime de soi pour chaque sous-groupe. Pour les cliques normatives-populaires, une augmentation significative de l'estime de soi pour les membres périphériques ($\beta = 0,14$, $B = 1,49$, erreur type = 0,60, $f[341] = 2,49$, $p < 0,05$) et centraux ($\beta = 0,08$, $B = 0,87$, erreur type = 0,43, $f[341] = 2,00$, $p < 0,05$) a été observée et aucune différence significative n'a été trouvée dans l'ampleur de ce changement entre les deux groupes ($B = 0,62$, erreur type = 0,69, $f[341] = 0,90$, *ns*). En revanche, pour les cliques impopulaires, il y avait une différence significative dans l'ampleur du changement d'estime de soi pour les membres centraux et les périphériques ($B = -4,12$, erreur type = 1,37, $f[341] = -3,00$, $p < 0,01$). Les membres périphériques ont connu une diminution de leur estime de soi ($\beta = -0,32$, $B = -3,37$, erreur type = 1,44, $f[341] = -2,35$, $p < 0,05$), tandis que l'estime de soi des membres centraux est restée stable au fil du temps ($\beta = 0,07$, $B = 0,75$, erreur type = 1,49, $f[341] = 0,51$, *ns*). Bien que la pente pour les membres centraux des cliques impopulaires soit légèrement positive, l'erreur type importante pourrait expliquer pourquoi elle n'est pas significative, contrairement aux membres centraux des cliques normatives-populaires pour qui la pente est significative. Enfin, nous avons comparé le changement d'estime de soi des membres périphériques des cliques normatives-populaires par rapport à celui des cliques impopulaires, ainsi que des membres centraux des cliques normatives-populaires par rapport à celui des cliques impopulaires. Dans cette optique, une différence significative dans l'ampleur du changement d'estime de soi a été constatée en comparant les jeunes périphériques des deux types de cliques ($B = -4,86$, erreur type = 1,52, $f[341] = -3,20$, $p < 0,01$), alors qu'aucune différence significative n'a été observée entre les membres centraux qui faisaient partie de cliques normatives-populaires et ceux qui faisaient partie de cliques impopulaires ($B = -0,12$, erreur type = 1,64, $f[341] = -0,07$, *ns*).

Dans une deuxième étape, nous avons comparé les niveaux d'estime de soi au T1 pour les différents sous-groupes de participants après avoir contrôlé pour leur âge, leur sexe et leur popularité individuelle. Pour ce faire, nous avons effectué une fois de plus une ANCOVA à deux facteurs en utilisant la centralité dans la clique et la popularité de la clique. Les résultats ont montré un effet principal significatif de la centralité dans la clique sur l'estime de soi au T1 ($B = 2,37$, erreur type = 0,67, $f[342] = 3,54$, $p < 0,001$), mais aucun effet principal de la popularité de la clique n'est apparu. Ainsi, les jeunes périphériques avaient une estime de soi significativement inférieure au T1 par rapport aux membres centraux, résultat également valable pour les membres des cliques impopulaires (respectivement $\bar{X} = 27,29$ et $\bar{X} = 30,78$; $B = -3,48$, erreur type = 1,03, $f[342] = -3,39$, $p < .01$) et normatives-populaires (respectivement $\bar{X} = 28,72$ et $\bar{X} = 30,95$; $B = -2,23$, erreur type = .74, $f[342] = -3,02$, $p < .01$).

À la troisième étape, nous avons calculé une dernière ANCOVA à deux facteurs en utilisant la centralité dans la clique et la popularité de la clique comme facteurs pour comparer les niveaux d'estime de soi des quatre groupes au T2. Nous avons contrôlé pour l'âge, le sexe et la popularité individuelle. Cette analyse post-hoc a révélé qu'il n'y avait pas de différences significatives entre les niveaux

moyens d'estime de soi des membres centraux des cliques impopulaires ($\bar{X} = 32,26$) et normatives-populaires ($\bar{X} = 31,62$; $B = 0,64$, erreur type = 2,17, $t[342] = 0,30$, *ns*). Les membres périphériques des cliques normatives-populaires ne différaient pas non plus de ces deux groupes en termes d'estime de soi au T2 ($\bar{X} = 31,42$; comparativement aux membres centraux des cliques impopulaires : $B = -0,84$ erreur type = 2,08, $t[342] = -0,40$, *ns*; comparativement aux membres centraux des cliques normatives-populaires : $B = -0,20$, erreur type = 0,88, $t[342] = -0,23$, *ns*). Ainsi, les membres centraux des cliques normatives-populaires ne se distinguent pas comme étant le groupe d'adolescents ayant l'estime de soi la plus élevée; au lieu de cela, leur estime de soi est tout aussi élevée que celle des deux autres groupes. Cependant, les niveaux d'estime de soi au T2 pour les membres périphériques des cliques impopulaires étaient significativement inférieurs aux scores des membres centraux des cliques impopulaires ($B = -6,70$, erreur type = 1,58, $t[342] = -4,25$, $p < 0,001$), des membres centraux des cliques normatives-populaires ($B = -6,06$, erreur type = 1,75, $t[342] = -3,46$, $p < 0,01$) et des membres périphériques des cliques normatives-populaires ($B = -5,86$, erreur type = 1,62, $t[342] = -3,62$, $p < 0,001$).

Les résultats des analyses utilisant les variables catégorielles contribuent à expliquer la non-significativité de celles menées à l'aide de variables continues. En fait, seule une petite proportion de participants, ceux étant périphériques aux cliques impopulaires, a connu un patron de changement d'estime de soi distinct des trois autres groupes de jeunes composant la majorité de l'échantillon. Par conséquent, la détection de ce patron de changement pour un si petit groupe est difficile lorsqu'on utilise des variables continues, car ces dernières sont surtout utiles pour détecter les effets qui se produisent chez la majorité des participants.

Discussion

Les objectifs de cette étude étaient d'examiner la relation entre la centralité dans une clique, la popularité de la clique et l'estime de soi, et d'explorer le pouvoir prédictif de l'interaction entre la centralité dans la clique et la popularité de la clique sur l'estime de soi des personnes adolescentes. Contrairement à notre première hypothèse, les résultats ont montré que la centralité à elle seule n'influence pas le changement d'estime de soi des jeunes au fil du temps. Cependant, des analyses post-hoc ont révélé que la centralité était positivement liée à l'estime de soi au T1. Ce résultat concorde avec la théorie du sociomètre selon laquelle le fait d'occuper une position sociale marginale, comme être en périphérie d'une clique, peut induire un sentiment d'insécurité, conduisant à une faible estime de soi (Leary et Baumeister, 2000; Leary et al., 1995). Ces résultats suggèrent que les jeunes attachent plus d'importance à leur position dans leur clique qu'à la popularité de leur clique au sein du grand groupe de pairs, ce qui contraste avec l'étude de Harter (1990). De plus, l'interaction entre la centralité et la popularité de la clique prédit un changement d'estime de soi à travers le temps; nous avons constaté qu'une faible popularité de la clique est associée à un plus haut risque pour les jeunes périphériques d'éprouver une faible estime de soi. Notre deuxième hypothèse est ainsi corroborée.

En guise de rappel, les variables de centralité et de popularité de la clique ont été dichotomisées. Ainsi, les participants centraux ont obtenu un score de centralité moyen ou élevé. En outre, les cliques appelées normatives-populaires ont obtenu un score de popularité de clique moyen ou élevé. La catégorisation des principales variables de l'étude a permis d'explorer le modèle de changement de l'estime de soi de quatre groupes : 1) les membres centraux et 2) périphériques des cliques normatives-populaires, ainsi que 3) les membres centraux et 4) périphériques des cliques impopulaires. Leurs patrons de changement seront discutés plus en détail.

Cliques normatives et populaires

Les membres périphériques et centraux des cliques normatives et populaires ont connu une augmentation similaire de leur estime de soi au fil du temps. Ces jeunes semblent suivre la tendance normative ascendante de l'estime de soi au cours de la vie, observée dans des études antérieures (Chung et al., 2017). En outre, la différence d'estime de soi observée au T1 entre les membres périphériques et centraux d'une clique normative ou populaire a été réduite au T2, au point que leurs niveaux d'estime de soi n'étaient plus significativement différents. Nous émettons l'hypothèse que les jeunes en périphérie de leur clique pourraient à priori se sentir à risque d'être exclus de leur groupe d'amis puisqu'ils occupent une position en marge de celui-ci et, par conséquent, éprouver un faible niveau d'estime de soi au premier temps de mesure. Cependant, au fil du temps, le fait d'appartenir à une clique, qu'elle soit normative ou populaire, pourrait leur apporter un sentiment de sécurité sociale et les protéger de l'exclusion qu'ils seraient autrement susceptibles de vivre de la part du grand groupe de pairs. Cela expliquerait pourquoi leur estime de soi augmente avec le temps, mettant en évidence l'effet potentiellement protecteur d'appartenir à une clique normative ou populaire pour les jeunes périphériques. Ce résultat apporte un nouvel éclairage aux travaux de Harter (1990) qui ont montré que l'estime de soi des personnes adolescentes est plus fortement influencée par l'opinion et l'évaluation sociale du large réseau de pairs que par celles de leurs amis proches. En fait, nous proposons que l'estime de soi dépend à la fois des évaluations des amis proches et du grand groupe de pairs, mais leur importance relative peut changer avec le temps. Nous émettons l'hypothèse que faire partie d'une clique normative ou populaire qui protège ses membres d'être exclus socialement par le réseau de pairs conduit, au fil du temps, à un sentiment d'inclusion, de sécurité et d'appartenance, qui à leur tour renforcent l'estime de soi des jeunes. Ces processus psychologiques pourraient être abordés de manière plus approfondie dans des études qualitatives.

Cependant, nous ne pouvons pas exclure la possibilité que le statut des personnes adolescentes périphériques ait changé au cours de la période de cette étude et qu'une transition vers une position plus centrale au sein de leur clique pourrait expliquer les résultats. Malheureusement, aucune donnée n'était disponible pour tester cette hypothèse. Toutefois, des recherches antérieures suggèrent que cette situation est peu probable. En effet, des études ont démontré une relative stabilité des statuts sociaux tout au long de l'adolescence, autant au sein du large réseau social qu'au sein d'une clique (Değirmencioğlu et al., 1998; Gradinger et al., 2012). Kindermann (1993) a même constaté que les jeunes qui changent de clique

tendent à occuper une position similaire au sein de leur nouveau groupe d'amitié que dans le précédent.

Un résultat inattendu concernant les membres des cliques normatives et populaires est la différence non significative d'estime de soi entre les membres périphériques et centraux au deuxième point de mesure. En fait, on pourrait s'attendre à ce que les leaders des cliques normatives et populaires éprouvent un fort sentiment d'inclusion qui les distinguerait par leur niveau d'estime de soi par rapport à leurs homologues périphériques. Toutefois, nos résultats corroborent les résultats d'études qui suggèrent qu'une position élevée au sein du réseau de pairs (i.e., les jeunes qui sont populaires et qui ont de ce fait une position élevée dans la hiérarchie de leur réseau) peut avoir des conséquences négatives sur l'estime de soi. En fait, ces jeunes pourraient se sentir valorisés pour des raisons superficielles ou pour ce qu'ils représentent plutôt que pour la personne qu'ils sont réellement. Cette source de valorisation pourrait avoir une incidence négative sur leur santé mentale et leur estime de soi (Bukowski, 2011; Gaudet, 2022; Moksnes et Reidunsdatter, 2019). Les jeunes ayant un statut élevé ont également la responsabilité de modérer les normes de leur groupe de pairs (Hornsey et Jetten, 2004; Laursen, 2018), ce qui peut limiter l'expression de leur vraie nature.

Cliques impopulaires

Les membres périphériques et centraux des cliques impopulaires ont connu différents patrons de changement d'estime de soi au fil du temps. Les membres périphériques ont débuté avec un niveau d'estime de soi faible au T1 et, ce niveau a significativement diminué en un an. Cette position sociale spécifique d'être en périphérie d'un groupe d'amis lui-même marginalisé au sein du grand réseau de pairs s'avère être la position la plus risquée à occuper en matière d'estime de soi. En fait, nous suggérons que les membres périphériques des cliques impopulaires développent une vision négative d'eux-mêmes qui s'aggrave avec le temps en raison de leur faible inclusion au sein de leur clique et de leur réseau de pairs plus large. Il importe alors que le personnel scolaire identifie ce groupe spécifique de jeunes et intervienne afin de prévenir le développement d'une faible estime de soi. Les cliniciens pourraient identifier ce groupe à risque en utilisant des analyses de réseaux sociaux ou, de manière plus clinique, par observation dans les classes.

Par ailleurs, les membres centraux avaient une estime de soi plus élevée que les membres périphériques au T1 et sont restés stables au fil du temps. Être un leader parmi leurs amis pourrait leur permettre de se sentir suffisamment inclus et les aider à développer une estime de soi positive dès le début. Toutefois, cette situation sociale ne serait pas suffisante pour générer une augmentation significative du niveau d'estime de soi au fil du temps. Il serait pertinent d'examiner dans de futures études si cette tendance à la stabilité se poursuit dans le temps et mène conséquemment à une stagnation en termes d'estime de soi. Des recherches plus approfondies, incluant un suivi à plus long terme et des entretiens qualitatifs auprès de ce groupe de jeunes pourraient aider à comprendre leur réalité et les processus psychologiques qui influencent leur estime de soi.

Participants exclus de l'étude

Contrairement à nos attentes basées sur la théorie du sociomètre (Leary et Baumeister, 2000; Leary et al., 1995), les participants identifiés comme isolés ou en dyade, et pour cette raison exclus des analyses, présentaient un niveau d'estime de soi aussi élevé au premier temps de mesure que les participants membres d'une clique. Sur le plan théorique, il est difficile de comprendre ce résultat. Nous pouvons toutefois émettre l'hypothèse que ces jeunes trouvent d'autres sources de valorisation à l'extérieur de l'école ou grâce à leurs relations avec des adultes significatifs dans leur milieu. Une hypothèse méthodologique peut également contribuer à comprendre ce résultat. Celle-ci concerne la notion de réciprocité dans les nominations d'appréciation qui ont permis d'identifier les relations d'amitié. Certains élèves peuvent avoir la perception d'être inclus dans la clique autour de laquelle ils gravitent, même en l'absence de nominations réciproques de la part des autres membres de cette clique. Cette perception d'appartenance sociale pourrait contrecarrer la baisse d'estime de soi attendue.

Implications et conclusion

Cette étude possède de nombreuses forces. Premièrement, elle dispose d'un grand échantillon, donc d'une bonne puissance statistique, permettant de comparer les quatre groupes distincts de participants. De plus, grâce aux données longitudinales, nous avons pu examiner les changements d'estime de soi au fil du temps en contrôlant pour son niveau de base. Les nominations sociométriques ont également permis d'avoir des mesures de popularité et de cliques fiables. Enfin, l'utilisation de l'analyse des réseaux sociaux est une composante méthodologique originale de cette étude qui a permis d'étudier des phénomènes sociaux complexes.

Les recherches futures devraient cependant s'intéresser aux limites de cette étude. La popularité et la centralité n'ont été mesurées qu'au premier temps de mesure, ce qui a empêché de saisir leur stabilité au fil du temps. Des changements non mesurés dans les statuts sociaux des jeunes peuvent avoir contribué à des changements dans leur estime de soi, même si les recherches ont montré que ces statuts sociaux sont assez stables dans le temps (Değirmencioğlu et al., 1998; Gradinger et al., 2012). De plus, nos données limitaient la possibilité d'aborder les relations bidirectionnelles entre le statut social et l'estime de soi. Par exemple, une estime de soi élevée pourrait permettre à certaines personnes adolescentes d'afficher la confiance en elles qui leur permet de gravir les échelons dans leur réseau. Néanmoins, des recherches suggèrent que le statut social est plus susceptible d'être un prédicteur de l'estime de soi que l'inverse (Gruenenfelder-Steiner et al., 2016). Des travaux futurs examinant les effets à long terme et progressifs sur le développement sur plus d'une année scolaire seraient aussi pertinents.

Malgré ces limites, cette étude a apporté davantage de connaissances au domaine des expériences sociales au début de l'adolescence en montrant qu'au-delà de la popularité individuelle, la popularité de la clique et la centralité de ses membres sont également associées à l'estime de soi. Les résultats suggèrent que faire partie d'une clique normative ou populaire en contexte scolaire est un facteur

de protection pour les jeunes périphériques alors que faire partie d'une clique impopulaire est un facteur de risque. Par conséquent, les interventions visant à améliorer l'estime de soi au début de l'adolescence devraient accorder une attention particulière aux membres périphériques des cliques impopulaires.

Remerciements

Le financement pour cette étude provient des Fonds de recherche du Québec (FRQ), secteur Société et Culture, ainsi que de la Faculté des sciences humaines de l'UQAM attribué au premier auteur sous forme de bourse doctorale et à la deuxième auteure comme membre régulière d'une équipe de recherche (FRQ secteur Société et Culture, 2023-SE3-315353). La deuxième auteure reconnaît également le soutien du programme Chercheurs-boursiers junior 1(26858) et junior 2 (266652) des FRQ, secteur santé. Nous remercions les élèves et le personnel de l'école participante à l'étude ainsi que les personnes étudiantes de master en psychologie de l'Université de Liège qui ont encadré la collecte des données. Merci à Alexandra Oliveira Paiva pour son soutien éditorial et à Justin Vollet, Thomas Kindermann, Hugues Leduc et Annie Lemieux pour leurs conseils.

Références

- Amahazion, F. F. (2021). Examining the psychometric properties of the Rosenberg self-esteem scale in Eritrean youth. *Psychology, 12*(1), 68–83. <https://doi.org/10.4236/psych.2021.121005>
- Arslan, G. (2016). Relationship between sense of rejection, academic achievement, academic efficacy, and educational purpose in high school students. *Education and Science, 41*(183), 293–304. <https://doi.org/10.15390/eb.2016.5562>
- Boutin, S., Vaillancourt, M. C., Véronneau, M. H., Gaudet, O. et Mathys, C. (2023). Affiliation à une clique de pairs agressifs et fonctionnement scolaire au secondaire : l'effet modérateur du soutien parental. *Revue de psychoéducation, 52*(2), 379–401. <https://doi.org/10.7202/1107450ar>
- Bagwell, C. L., Coie, J. D., Terry, R. A. et Lochman, J. E. (2000). Peer clique participation and social status in preadolescence. *Merrill-Palmer Quarterly 46*(2), 280–305.
- Barrette, G., Bourhis, R. Y., Personnaz, M. et Personnaz, B. (2004). Acculturation orientations of French and North African undergraduates in Paris. *International Journal of Intercultural Relations, 28*(5), 415–438. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2004.08.003>
- Borgatti, S. P., Everett, M. G. et Freeman, L. C. (2014). Ucinet. Dans R., Alhajj et J. Rokne (dir.) *Encyclopedia of social network analysis and mining* (p. 2261–2267). Springer New York.
- Brown, B. B. (1990). Peer groups and peer cultures. Dans S. S. Feldman et G. R. Elliott (dir.), *At the threshold: The developing adolescent* (p. 171–196). Harvard University Press.
- Brown, B. B. et Klute, C. (2003). Friendships, cliques, and crowds. Dans G. R. Adams et M. D. Berzonsky (dir.), *Blackwell Handbook of Adolescence* (p. 330–348). Blackwell.
- Brown, B. B. et Lohr, M. J. (1987). Peer-group affiliation and adolescent self-esteem: An integration of ego-identity and symbolic-interaction theories. *Journal of Personality and Social Psychology, 52*(1), 47–55. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.1.47>

- Buhs, E. S. et Ladd, G. W. (2001). Peer rejection as antecedent of young children's school adjustment: An examination of mediating processes. *Developmental Psychology*, 37(4), 550-560. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.37.4.550>
- Bukowski, W. M. (2011). Popularity as a social concept, meanings and significance. Dans A. H. Cillessen, D. Schwartz, et L. Mayeux (dir.), *Popularity in the peer system* (p. 3–24). Guilford.
- Bukowski, W.M. et Hoza, B. (1989). Popularity and friendship: Issues in theory, measurement, and outcome. Dans T. J. Berndt et G. W. Ladd (dir.), *Peer relations in child development* (p. 15–45). Wiley.
- Bukowski, W. M., Hoza, B. et Boivin, M. (1993). Popularity, friendship, and emotional adjustment during early adolescence. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 1993(60), 23–37. <https://doi.org/10.1002/cd.23219936004>
- Bukowski, W. M. et Newcomb, A. F. (1984). Stability and determinants of sociometric status and friendship choice: A longitudinal perspective. *Developmental Psychology*, 20(5), 941-952. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.20.5.941>
- Chung, J. M., Hutteman, R., van Aken, M. A. et Denissen, J. J. (2017). High, low, and in between: Self-esteem development from middle childhood to young adulthood. *Journal of Research in Personality*, 70, 122–133. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2017.07.001>
- Cillessen, A. H. (2011). Toward a theory of popularity. Dans A. H. Cillessen, D. Schwartz, et L. Mayeux (dir.), *Popularity in the peer system* (p. 25–56). Guilford.
- Clifton, L. et Clifton, D. A. (2019). The correlation between baseline score and post-intervention score, and its implications for statistical analysis. *Trials*, 20(1), 1–6. <https://doi.org/10.1186/s13063-018-3108-3>
- Cloutier, R. et Drapeau, S. (2008). *Psychologie de l'adolescence*. G. Morin.
- Coe, J. D., Dodge, K. A. et Coppotelli, H. (1982). Dimensions and types of social status: A cross-age perspective. *Developmental Psychology*, 18(4), 557-570. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.18.4.557>
- Dahl, R. E., Allen, N. B., Wilbrecht, L. et Suleiman, A. B. (2018). Importance of investing in adolescence from a developmental science perspective. *Nature*, 554(7693), 441-450. <https://doi.org/10.1038/nature25770>
- Değirmenciöglu, S. M., Urberg, K. A., Tolson, J. M. et Richard, P. (1998). Adolescent friendship networks: Continuity and change over the school year. *Merrill-Palmer Quarterly* (1982), 313–337.
- de Bruyn, E. H. et Cillessen, A. H. (2006). Popularity in early adolescence: Prosocial and antisocial subtypes. *Journal of Adolescent Research*, 21(6), 607–627. <https://doi.org/10.1177/0743558406293966>
- de Bruyn, E. H. et van den Boom, D. C. (2005). Interpersonal behavior, peer popularity and self-esteem in early adolescence. *Social Development*, 14(4), 555–573. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.2005.00317.x>
- Dijkstra, J. K., Cillessen, A. H., Lindenberg, S. et Veenstra, R. (2010). Basking in reflected glory and its limits: Why adolescents hang out with popular peers. *Journal of Research on Adolescence*, 20(4), 942–958. <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2010.00671.x>
- Ellis, W. E. et Zarbatany, L. (2007). Peer group status as a moderator of group influence on children's deviant, aggressive, and prosocial behavior. *Child Development*, 78(4), 1240–1254. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01063.x>
- Ennett, S. T. et Bauman, K. E. (1996). Adolescent social networks school, demographic, and longitudinal considerations. *Journal of Adolescent Research*, 11(2), 194–215. <https://doi.org/10.1177/0743554896112003>

- Ennett, S. T., Bauman, K. E., Hussong, A., Faris, R., Foshee, V. A., Cai, L. et DuRant, R. H. (2006). The peer context of adolescent substance use: Findings from social network analysis. *Journal of Research on Adolescence*, 16(2), 159–186. <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2006.00127.x>
- Gaudet, O. (2022). *L'influence longitudinale de la popularité individuelle, de la centralité dans la clique et de la popularité de la clique sur le développement de l'estime de soi au début de l'adolescence* [thèse de doctorat, Université du Québec à Montréal]. Archipel. <http://archipel.uqam.ca/id/eprint/16223>
- Gest, S. D., Graham-Bermann, S. A. et Hartup, W. W. (2001). Peer experience: Common and unique features of number of friendships, social network centrality, and sociometric status. *Social Development*, 10(1), 23–40. <https://doi.org/10.1111/1467-9507.00146>
- Girvan, M. et Newman, M. E. (2002). Community structure in social and biological networks. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 99(12), 7821–7826. <https://doi.org/10.1073/pnas.122653799>
- Gommans, R., Müller, C. M., Stevens, G. W., Cillessen, A. H. et Ter Bogt, T. F. (2017). Individual-popularity, peer group popularity composition and adolescents' alcohol consumption. *Journal of Youth and Adolescence*, 46(8), 1716–1726. <https://doi.org/10.1007/s10964-016-0611-2>
- Goossens, L. (2020). Adolescent development: Putting Europe on the map. Dans S. Jackson and L. Goossens, (dir.), *Handbook of adolescent development* (17–29). Psychology Press.
- Gradinger, P., Strohmeier, D., Schiller, E. M., Stefanek, E. et Spiel, C. (2012). Cyber-victimization and popularity in early adolescence: Stability and predictive associations. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(2), 228–243. <https://doi.org/10.1080/17405629.2011.643171>
- Gruenenfelder-Steiger, A. E., Harris, M. A. et Fend, H. A. (2016). Subjective and objective peer approval evaluations and self-esteem development: A test of reciprocal, prospective, and long-term effects. *Developmental psychology*, 52(10), 1563-1577. <http://dx.doi.org/10.1037/dev0000147>
- Harris, M. A. et Orth, U. (2020). The link between self-esteem and social relationships: A meta-analysis of longitudinal studies. *Journal of personality and social psychology*, 119(6), 1459-1477. <https://doi.org/10.1037/pspp0000265>
- Harter, S. (1990). Causes, correlates, and the functional role of global self-worth: A life-span perspective. Dans R. J. Sternberg (dir.), *Competence considered* (p. 67–97). Yale University.
- Haynie, D. L. (2000). *The peer group revisited: A network approach for understanding adolescent delinquency*. ProQuest Information et Learning.
- Hodges, E. V. et Perry, D. G. (1999). Personal and interpersonal antecedents and consequences of victimization by peers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(4), 677-685. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.76.4.677>
- Hruschka, D. J. (2010). *Friendship: Development, ecology, and evolution of a relationship* (vol. 5). University of California Press.
- Hyseni Duraku, Z. et Hoxha, L. (2018). Self-esteem, study skills, self-concept, social support, psychological distress, and coping mechanism effects on test anxiety and academic performance. *Health Psychology Open*, 5(2), 2055102918799963. <https://doi.org/10.1177/2055102918799963>
- Kindermann, T. A. (2007). Effects of naturally existing peer groups on changes in academic engagement in a cohort of sixth graders. *Child Development*, 78(4), 1186–1203. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01060.x>

- Kindermann, T. A. (1993). Natural peer groups as contexts for individual development: The case of children's motivation in school. *Developmental Psychology*, 29(6), 970–977. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01060.x>
- Kindermann, T. A. (1996). Strategies for the study of individual development within naturally-existing peer groups. *Social Development*, 5(2), 158–173. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.1996.tb00078.x>
- King, K. A. (1997). Self-concept and self-esteem: A clarification of terms. *The Journal of School Health*, 67(2), 68–70. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1561.1997.tb06303.x>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2e éd.). Guilford Press.
- Laursen, B. (2018). Peer Influence. Dans Bukowski, W. M., Laursen, B. et Rubin, K.H. (dir.), *Handbook of peer interactions, relationships, and groups* (p. 447–449). Guilford Press.
- Leary, M. R. et Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. *Advances in Experimental Social Psychology*, 32, 1–62. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(00\)80003-9](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(00)80003-9)
- Leary, M. R., Tambor, E. S., Terdal, S. K. et Downs, D. L. (1995). Self-esteem as an interpersonal monitor: The sociometer hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(3), 518–530. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.68.3.518>
- Levina, J. et Ivanova, N. (2012). The self-concept of adolescents with different social status in peer cliques. *Baltic Journal of Psychology*, 13(1), 98–112.
- Litwack, S. D., Aikins, J. W. et Cillessen, A. H. (2012). The distinct roles of sociometric and perceived popularity in friendship: Implications for adolescent depressive affect and self-esteem. *The Journal of Early Adolescence*, 32(2), 226–251. <https://doi.org/10.1177/0272431610387142>
- Longobardi, C., Iotti, N. O., Jungert, T. et Settanni, M. (2018). Student-teacher relationships and bullying: The role of student social status. *Journal of Adolescence*, 63, 1–10. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2017.12.001>
- Maheux, A. J., Evans, R., Widman, L., Nesi, J., Prinstein, M. J. et Choukas-Bradley, S. (2020). Popular peer norms and adolescent sexting behavior. *Journal of Adolescence*, 78, 62–66. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2019.12.002>
- McDonald, K. L. et Asher, S. R. (2018). *Peer acceptance, peer rejection, and popularity: Social cognitive and behavioral perspectives*. Dans W. M. Bukowski, B. Laursen, & K. H. Rubin (dir.). *The Handbook of peer interactions, relationships, and groups* (2^e éd., 429–446). Guilford Press.
- Moksnes, U. K. et Reidunsdatter, R. J. (2019). Self-esteem and mental health in adolescents—level and stability during a school year. *Norsk Epidemiologi*, 28(1–2), 59–67. <https://doi.org/10.5324/nje.v28i1-2.3052>
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O. (2017). *Mplus User's Guide* (8e éd.). Chapman and Hall/CRC.
- Orth, U. et Robins, R. W. (2019). *Development of self-esteem across the lifespan*. Dans D. P. McAdams, R. L. Shiner, et J. L. Tackett (dir.), *Handbook of personality development* (p. 328–344). Guilford Press.
- Paluck, E. L. et Shepherd, H. (2012). The salience of social referents: A field experiment on collective norms and harassment behavior in a school social network. *Journal of Personality and Social Psychology*, 103(6), 899–915. <https://doi.org/10.1037/a0030015>
- Pan, W., Liu, C., Yang, Q., Gu, Y., Yin, S. et Chen, A. (2016). The neural basis of trait self-esteem revealed by the amplitude of low-frequency fluctuations and resting state functional connectivity. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 11(3), 367–376. <https://doi.org/10.1093/scan/nsv119>

- Paquette, L., Lacourse, É. et Bergeron, J. (2009). Construction d'une échelle de prise de risques et validation auprès d'adolescents pratiquant un sport alpin de glisse. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, 41(3), 133–142. <https://doi.org/10.1037/a0015256>
- Pearson, M. et Michell, L. (2000). Smoke rings: Social network analysis or friendship groups, smoking, and drug-taking. *Drugs: Education, Prevention, and Policy*, 7(1), 21–37. <https://doi.org/10.1080/dep.7.1.21.37>
- Poulin, F. et Dishion, T. J. (2008). Methodological issues in the use of peer sociometric nominations with middle school youth. *Social Development*, 17(4), 908–921. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.2008.00473.x>
- Prinstein, M. J. et Aikins, J. W. (2004). Cognitive moderators of the longitudinal association between peer rejection and adolescent depressive symptoms. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32(2), 147–158. <https://doi.org/10.1023/b:jacp.0000019767.55592.63>
- Rodrigues, F. A. (2019). Network centrality: An introduction. Dans E. Macau (dir.), *A mathematical modeling approach from nonlinear dynamics to complex systems. Nonlinear systems and complexity* (vol. 22, p. 177–196). Springer.
- Rosenberg, M. (1965). Rosenberg self-esteem scale (RSE). *Acceptance and Commitment Therapy. Measures package*, 61, 52. <https://doi.org/10.1037/t01038-000>
- Rosenberg, M. (2015). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rubin, K. H., Bukowski, W. M. et Parker, J. G. (2006). Peer interactions, relationships, and groups. Dans W. Damon, R. M. Lerner et N. d. Eisenberg (dir.), *Handbook of child psychology* (6e éd., vol. 3, p. 571–645). John Wiley et Sons, Inc.
- Ruddell, R. J. (2020). *Validity and reliability evidence for the Rosenberg self-esteem scale with adults in Canada and the United States* [Doctoral dissertation, University of British Columbia]. DSpace. <http://hdl.handle.net/2429/75736>.
- Rueger, S. Y. et George, R. (2017). Indirect effects of attributional style for positive events on depressive symptoms through self-esteem during early adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 46(4), 701–708. <https://doi.org/10.1007/s10964-016-0530-2>
- Schwartz, D., Dodge, K. A., Pettit, G. S. et Bates, J. E. (2000). Friendship as a moderating factor in the pathway between early harsh home environment and later victimization in the peer group. *Developmental Psychology*, 36(5), 646–662. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.36.5.646>
- Sciberas, C. (2019). The moderating role of clique stratification and individual centrality on clique socialization of overt and relational aggression [thèse de maîtrise, The University of Western Ontario]. Electronic Thesis and Dissertation Repository. <https://ir.lib.uwo.ca/etd/6366>
- Valente. (2010). *Social networks and health: Models, methods, and applications*. Oxford.
- Vallieres, E. F. et Vallerand, R. J. (1990). Traduction et validation canadienne-française de l'échelle de l'estime de soi de Rosenberg. *International Journal of Psychology*, 25(2), 305–316. <https://doi.org/10.1080/00207599008247865>
- Vollet, J. W., Kindermann, T. A. et Skinner, E. A. (2017). In peer matters, teachers matter: Peer group influences on students' engagement depend on teacher involvement. *Journal of Educational Psychology*, 109(5), 635–652. <https://doi.org/10.1037/edu0000172>

- Zander, L., Chen, I. C. et Hannover, B. (2019). Who asks whom for help in mathematics? A sociometric analysis of adolescents' help-seeking within and beyond clique boundaries. *Learning and Individual Differences*, 72, 49–58. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.03.002>
- Zarbatany, L., Ellis, W. E., Chen, X., Kinal, M. et Boyko, L. (2019). The moderating role of clique hierarchical organization on resource control by central clique members. *Journal of Youth and Adolescence*, 48(2), 359–371. <https://doi.org/10.1007/s10964-018-0972-9>
- Zarbatany, L., Tremblay, P. F., Ellis, W. E., Chen, X., Kinal, M. et Boyko, L. (2017). Peer clique participation of victimized children: Characteristics and implications for victimization over a school year. *Merrill-Palmer Quarterly*, 63(4), 485–513. <https://doi.org/10.13110/merrpalmquar1982.63.4.0485>
- Zhao, S., Chen, X., Ellis, W. et Zarbatany, L. (2016). Affiliation with socially withdrawn groups and children's social and psychological adjustment. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 44(7), 1279–1290. <https://doi.org/10.1007/s10802-015-0120-x>
- Zhu, X., Tian, L. et Huebner, E. S. (2019). Trajectories of suicidal ideation from middle childhood to early adolescence: risk and protective factors. *Journal of Youth and Adolescence*, 48(9), 1818–1834. <https://doi.org/10.1007/s10964-019-01087-y>