

Décrochage scolaire : la relation élève-enseignants peut-elle l'emporter contre le quotient intellectuel?

School Dropout: Can the Student-Teacher Relationship Win Out Over IQ?

Carmen-Édith Belleï-Rodriguez, Serge Larivée et Julien Morizot

Volume 55, numéro 2, printemps 2020

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1077976ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1077976ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Faculty of Education, McGill University

ISSN

1916-0666 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Belleï-Rodriguez, C.-É., Larivée, S. & Morizot, J. (2020). Décrochage scolaire : la relation élève-enseignants peut-elle l'emporter contre le quotient intellectuel? *McGill Journal of Education / Revue des sciences de l'éducation de McGill*, 55(2), 439-462. <https://doi.org/10.7202/1077976ar>

Résumé de l'article

Le Québec détient le plus haut taux de non-diplomation au Canada. Les conséquences individuelles et sociales sont nombreuses, ayant des répercussions à très long terme. Bien qu'un faible quotient intellectuel (QI) soit un facteur de risque important du décrochage scolaire, certains facteurs pourraient moduler cette relation. L'objectif de l'étude est d'examiner l'effet modérateur de la relation élève-enseignants sur le lien entre le QI et le décrochage scolaire à l'aide des données provenant de l'étude Stratégie d'Intervention Agir Autrement (SIAA). Selon les analyses de régression logistique, le score de QI contribue à prédire le décrochage scolaire. Cependant, la relation élève-enseignants ne contribue pas au modèle de prédiction et ne modère pas l'association entre le QI et le décrochage scolaire.

© Faculty of Education, McGill University, 2021



Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

<https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>



Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

<https://www.erudit.org/fr/>

DÉCROCHAGE SCOLAIRE : LA RELATION ÉLÈVE-ENSEIGNANTS PEUT-ELLE L'EMPORTER CONTRE LE QUOTIENT INTELLECTUEL?

CARMEN-ÉDITH BELLEÍ-RODRIGUEZ *Université de Sherbrooke*

SERGE LARIVÉE *Université de Montréal*

JULIEN MORIZOT *Université de Montréal*

RÉSUMÉ. Le Québec détient le plus haut taux de non-diplomation au Canada. Les conséquences individuelles et sociales sont nombreuses, ayant des répercussions à très long terme. Bien qu'un faible quotient intellectuel (QI) soit un facteur de risque important du décrochage scolaire, certains facteurs pourraient moduler cette relation. L'objectif de l'étude est d'examiner l'effet modérateur de la relation élève-enseignants sur le lien entre le QI et le décrochage scolaire à l'aide des données provenant de l'étude Stratégie d'Intervention Agir Autrement (SIAA). Selon les analyses de régression logistique, le score de QI contribue à prédire le décrochage scolaire. Cependant, la relation élève-enseignants ne contribue pas au modèle de prédiction et ne modère pas l'association entre le QI et le décrochage scolaire.

SCHOOL DROPOUT: CAN THE STUDENT-TEACHER RELATIONSHIP WIN OUT OVER IQ?

ABSTRACT. Quebec has the highest non graduation rate in Canada. The personal and social consequences are numerous, with long term repercussions. Even if a low intelligence quotient (IQ) is an important risk factor of school dropout, some factors may influence this association. The purpose of this study is to investigate the moderating effect of the student-teacher relationship on the association between the IQ and school dropout using the data of the SIAA (Stratégie d'Intervention Agir Autrement) study. The logistic regression analyzes confirmed that the IQ score contributes in predicting school dropout. However, the results suggest that warm or conflicting student-teacher relationships have no contribution to the prediction model and do not moderate the link between IQ and school dropout.

Au Québec, l'abandon scolaire (ou le décrochage scolaire) représente un problème important en raison des conséquences engendrées pour l'individu et la société (Conseil Canadien sur l'Apprentissage, 2005, 2009). Une meilleure compréhension du phénomène est essentielle pour développer des stratégies permettant d'augmenter la proportion d'élèves obtenant leur diplôme d'études secondaires. Même si la littérature suggère qu'un faible quotient intellectuel (QI) est un des principaux facteurs de risque de décrochage scolaire (Bergman

et coll., 2014; Janosz, 2000; Leclerc et coll., 2010; Zettergren et Bergman, 2014), il est difficile d'intervenir sur le QI étant donné sa relative stabilité à partir de 7 ans (Larivée, 2008; Mackintosh, 2004; Moffitt et coll., 1993). L'étude d'autres facteurs modérateurs est donc d'autant plus importante. Une relation élève-enseignants positive contribue à la réussite scolaire d'un élève et permet d'éviter qu'il abandonne ses études secondaires (Allen et coll., 2013; Davis, 2006; Fallu et Janosz, 2003; Lacroix et Potvin, 2009; Poirier et coll., 2013; Tinto, 1975). Dans cette étude, cette relation est étudiée en tant que variable modératrice du lien entre le QI d'un élève et le décrochage scolaire.

DÉCROCHAGE SCOLAIRE : DÉFINITION ET PRÉVALENCE

Au Québec, la définition du décrochage scolaire (ou abandon scolaire) proposée par le ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport (MELS) implique qu'un individu ne soit pas inscrit dans une institution scolaire et qu'il n'ait pas de diplôme d'études secondaires en sa possession (ministère de l'Éducation du Québec (MEQ), 2003).

Le taux de décrochage scolaire au Québec occupe le premier rang parmi les provinces canadiennes (Statistiques Canada, 2021). Ce taux a été évalué à 21,9 % en 1999, puis à 14,1 % en 2014. Sa décroissance est plus importante depuis les années 2007-2008 : il a diminué de 6,7 % en 10 ans (MELS, 2019). Il est toutefois difficile d'établir un portrait des facteurs ayant influencé cette diminution. Une méta-analyse effectuée par le MELS a étudié les programmes de prévention du décrochage scolaire au Canada de 1990 à 2001 (Abrami et coll., 2008), soit avant la réduction du taux de décrochage scolaire mentionnée ci-haut. Seul 3 % de ces programmes incluent des caractéristiques institutionnelles, soit celles propres au milieu scolaire (i.e. personnel, climat, état des lieux).

Les conséquences négatives associées au décrochage scolaire sont nombreuses. Par exemple, on observe un risque plus élevé de présenter des problèmes de santé physique et mentale, de recourir à des services d'aide sociale ou de chômage, ainsi que d'avoir un revenu plus faible. L'échec scolaire risque également d'exacerber la consommation de drogues et les comportements antisociaux (Hawkins et coll., 1992). Bref, le décrochage scolaire a un coût élevé pour la société (Conseil Canadien sur l'Apprentissage, 2005, 2009).

MODÈLES THÉORIQUES DU DÉCROCHAGE SCOLAIRE

Selon Tinto (1975), le décrochage scolaire est associé à des facteurs internes et externes. Pour que l'élève persiste à l'école, l'ensemble des deux types de facteurs doit être minimalement développé ou positif. Les facteurs internes sont l'intelligence, le rendement et l'engagement scolaires. Les facteurs externes sont l'intégration des élèves auprès des pairs et de l'école, ainsi que les

caractéristiques du milieu, dont au premier chef la relation élève-enseignants. Celle-ci joue un rôle plus important pour les élèves avec des facteurs internes faibles. En fait, une relation élève-enseignants négative avec un élève très engagé au niveau académique n'augmente pas significativement son risque d'abandon. Par contre, s'il présente des facteurs personnels faibles, cette relation peut être déterminante dans sa décision de persister ou non à l'école.

Un modèle regroupant plusieurs types de facteurs associés au décrochage scolaire a été développé par Janosz et coll. (2010) lors de la campagne de sensibilisation *Stratégie d'Intervention Agir Autrement* (SIAA) mise en place dans toutes les régions du Québec de 2002 à 2008. Les principaux facteurs associés à l'abandon scolaire comprennent quatre catégories (Janosz, 2000) : institutionnels, familiaux, interpersonnels et individuels. Les facteurs institutionnels sont le nombre d'élèves, la communication école-parents (Janosz, 2000), le climat, les pratiques éducatives et les modalités pédagogiques (Fortin et coll., 2013; Gottfredson et coll., 1993; Janosz, 2000). Les facteurs familiaux sont le statut social des parents, leur niveau d'études et d'implication scolaire, le système d'encadrement, le nombre d'enfants (Janosz, 2000), ainsi que la relation parents-enfant (Fortin et coll., 2013; Janosz, 2000). Les facteurs interpersonnels sont le rejet par les pairs, l'affiliation à des pairs décrocheurs, ainsi que les relations élève-enseignants (Janosz, 2000). Les facteurs individuels sont le sexe, l'échec scolaire, une faible motivation (Fortin et coll., 2013; Janosz, 2000), des difficultés disciplinaires et d'absentéisme, la consommation de tabac / psychotropes, et une faible estime de soi (Janosz, 2000). Selon Fallu et Janosz (2003), on accorde de plus en plus d'importance non seulement à l'influence des pairs, mais aussi à la relation élève-enseignants. L'influence scolaire des pairs est aussi incluse dans la présente étude.

INTELLIGENCE, RÉUSSITE ET DÉCROCHAGE

Une définition commune de l'intelligence a été élaborée lors d'une collaboration de 52 chercheurs. Selon la déclaration des 52, l'« intelligence est une aptitude mentale très générale qui implique notamment l'habileté à raisonner, à planifier, à résoudre des problèmes, à penser abstraitement, à bien comprendre des idées complexes, à apprendre rapidement et à tirer profit de ses expériences » (Gottfredson, 1997/2006). On considère que l'intelligence représente l'un des nombreux traits latents qui caractérisent un individu et qui contribue à définir son identité (Gottfredson et Saklofske, 2009).

Le facteur « g » réfère à l'aptitude intellectuelle générale qui sous-tend l'effort cognitif, un prédicteur important de la réussite scolaire (Gottfredson, 1997; Spearman, 1904). Ce facteur peut être mesuré sous la forme d'un score de QI, notamment à l'aide des Matrices progressives de Raven, un outil d'évaluation non-verbal du QI (Larivée, 2007; Raven, 2000) considéré comme une des meilleures mesures du facteur « g », et est peu, voire pas influencé par les

facteurs culturels et socioéconomiques (Mackintosh, 2004; Raven, 2000). En outre, une étude internationale étendue dans 56 pays relativement développés observe une corrélation entre le QI et les habiletés en mathématiques, en compréhension de lecture et en sciences (Lynn et Mikk, 2009).

Le QI est associé au niveau d'études atteint, au type d'emploi occupé, au potentiel de rétablissement lors de problèmes de santé, à la résilience et au bien-être général (Gottfredson et Saklofske, 2009; Larivée et Sénéchal, 2016). Le QI présente une relative stabilité vers sept ans (Larivée, 2008; Mackintosh, 2004; Moffitt et coll., 1993), stabilité qui paraît plus importante chez les individus ayant un QI faible que chez ceux qui ont un QI moyen ou élevé (Schneider et coll., 2014). Bien que le rendement scolaire soit notamment corrélé au statut socio-économique, à la personnalité et aux conduites adaptatives d'un élève, lorsqu'on contrôle pour le QI, la force de ces corrélations diminue significativement (Leclerc et coll., 2010). L'intelligence perçue par un individu et sa confiance en ses habiletés influencent aussi le rendement scolaire au-delà du QI réel (Chamorro-Premuzic et Furnham, 2006). De plus, la confiance en ses habiletés est influencée par la qualité de la relation avec ses enseignants (Hamre et coll., 2013). Ainsi, un élève aurait un sentiment de compétence plus élevé lorsqu'il perçoit positivement ses relations.

RELATION ÉLÈVE-ENSEIGNANTS

La relation élève-enseignants est étroitement liée à l'abandon scolaire (Poirier et coll., 2013). Certaines caractéristiques de l'enseignant sont associées au décrochage scolaire, telles que le fait d'offrir un faible soutien, une faible implication ou peu de disponibilité aux élèves (Lacroix et Potvin, 2009). Ces caractéristiques représentent des facteurs de risque plus importants pour les garçons que les filles (Fortin et coll., 2004; Lessard et coll., 2004). On aura compris qu'une relation élève-enseignants négative peut exacerber le risque de décrochage scolaire d'un élève (Tinto, 1975) et qu'une relation positive peut contribuer à réduire ce risque (Fallu et Janosz, 2003) de façon plus importante chez un élève à risque d'abandon scolaire. Une relation positive augmente non seulement la motivation, mais aussi le sentiment de compétence et le rendement académique (Allen et coll., 2013; Vallerand et coll., 1997). Un élève avec une perception positive de ses relations tend à présenter un niveau supérieur de motivation et à recevoir un score d'habiletés académiques plus élevé par ses enseignants (Davis, 2006). En fait, des schèmes relationnels élève-enseignants positifs ont un effet direct sur le comportement de l'élève en classe. Plusieurs auteurs soulignent même que la motivation face à la persévérance scolaire est plus importante que le rendement académique (Fan et Wolters, 2014; Vallerand et coll., 1997). Ainsi, pour prévenir le décrochage scolaire, il devient important de centrer l'intervention sur la motivation d'un

élève et de miser sur le développement d'une relation élève-enseignants positive. Dans le cadre de leur étude, Fan et Wolters (2014) considèrent la motivation en tant que facteur intrinsèque résultant des croyances et des attentes vis-à-vis une activité. Ces croyances et ces attentes modulent le plaisir et l'intérêt quant à cette activité, ainsi que le sentiment d'auto-efficacité et les comportements d'engagement d'un élève. Nous pensons que si la motivation influence l'abandon scolaire au-delà du rendement, il est possible que cette relation existe aussi au-delà du QI, qui est associé au rendement scolaire de façon robuste. En outre, cet effet renvoie aussi à l'effet Pygmalion, qui réfère au fait que les croyances d'un enseignant quant aux habiletés d'un enfant sont perceptibles (consciemment ou pas) par l'enfant et influencent ses attentes face à ses propres capacités, et donc sa performance scolaire (Trouilloud et Sarrazin, 2003). Enfin, la perception de l'élève de ses relations élève-enseignants est plus importante que ses caractéristiques objectives (Davis, 2006; Rousseau et coll., 2009; Vallerand et coll., 1997).

RATIONNEL DE L'ÉTUDE

Puisqu'il est établi que le QI est relativement stable vers 7 ans et qu'il fait partie des principaux facteurs de la réussite scolaire, il est important d'identifier des facteurs modérateurs de l'association entre le QI et les risques de décrocher. Depuis plusieurs années, la relation élève-enseignants est incluse parmi les variables prédictives de plusieurs études, mais il semble qu'elle soit plus rarement associée au QI. Cette relation peut moduler le risque d'abandon scolaire, il est pertinent de vérifier si son effet s'étend jusqu'à la modulation du lien entre le QI et le décrochage scolaire. Comme le QI est inversement associé à l'abandon scolaire et qu'il est d'autant plus stable lorsqu'il est faible, il est essentiel de mieux comprendre les facteurs pouvant contribuer à la réussite scolaire des élèves au-delà de l'influence du QI. Un meilleur soutien des jeunes ayant un faible QI risque de réduire les conséquences majeures associées à l'abandon scolaire.

L'objectif de cette étude est donc de déterminer si la relation élève-enseignants tel que perçue par l'élève permet de modérer le lien entre le QI des élèves et le décrochage scolaire de ces derniers au-delà de l'influence connue de certaines variables contrôles (sexe, investissement scolaire des amis et rendement scolaire).

L'hypothèse est que la relation élève-enseignants modère négativement l'association entre le QI des élèves et le décrochage scolaire de ces derniers; conséquemment, un élève avec un QI faible a plus de chances d'obtenir son diplôme d'études secondaires s'il a une relation positive avec ses enseignants.

MÉTHODE

Procédure et participants

Les données proviennent de l'étude SIAA (Janosz et coll., 2010) ayant pour objectif d'évaluer l'effet d'une campagne de prévention du décrochage scolaire sur la réussite des élèves ainsi que la capacité des écoles à offrir une éducation optimale, de mieux comprendre la complexité du contexte entourant le décrochage scolaire et de développer des solutions adaptées. Selon les auteurs de l'étude, le taux de réussite scolaire ne peut augmenter qu'avec le niveau de potentiel éducatif d'une école, donc son habileté à répondre aux besoins académiques des élèves selon ses caractéristiques particulières.

La collecte de données annuelle a été menée sur une période de six ans. Certaines données ont été colligées une seule fois par élève (e.g. le score de QI), alors que d'autres l'ont été chaque année, sauf lorsque le contexte l'en empêchait. L'échantillon de 67 286 élèves provenant de 66 écoles secondaires défavorisées fait partie de deux cohortes. Ces écoles réparties à travers le Québec ont un Indice de Milieu Socio-Économique (IMSE) de 8, 9 ou 10 (Janosz et coll., 2010). L'IMSE, dont la valeur varie de 1 à 10, est le seul critère de sélection des écoles (Janosz et coll., 2010). Il a été calculé en tenant compte de la proportion de parents présentant certaines caractéristiques dans un secteur donné, telles que leur niveau d'inactivité et de la sous-scolarisation maternelle (MELS, 2021). L'inactivité réfère à l'inactivité économique, soit au fait de ne pas travailler au cours de l'année précédant la période de calcul de l'IMSE alors que la sous-scolarisation maternelle signifie que la mère n'a pas terminé sa scolarité secondaire ou qu'elle n'a pas de diplôme à 19 ans (MEQ, 2003).

L'échantillon de l'étude provient d'une sélection aléatoire de 5 000 élèves d'une même cohorte pour des raisons de disponibilité des données : les données de la cohorte précédente n'ont pas été colligées à cause d'une grève générale du personnel enseignant. Cet échantillon est constitué de 2 433 (48,7 %) garçons et de 2 567 (51,3 %) filles. Les données sur l'abandon scolaire proviennent des données gouvernementales officielles. Les autres données ont été colligées à l'aide de questionnaires distribués en classe par des enseignants et des auxiliaires de recherche ayant reçu une formation appropriée (Janosz et coll., 2010).

Mesures

Variables contrôles. Les variables contrôles ont été mesurées avec le *Questionnaire psychosocial sur l'intégration sociale et personnelle des élèves* auprès des élèves en troisième année du secondaire (15 ans). Celles-ci sont le sexe (garçon = 1), l'investissement scolaire des amis ainsi que le rendement scolaire. À partir du *Questionnaire psychosocial sur l'intégration scolaire et sociale des élèves* (Janosz et

coll., 2010), l'investissement scolaire des amis a été mesuré à l'aide d'une échelle de type Likert, divisée en deux sous-échelles : *investissement scolaire positif des amis* ($\alpha = 0,7595$) et *investissement scolaire négatif des amis* ($\alpha = 0,6003$). Le rendement scolaire est mesuré à l'aide de deux items combinés des moyennes des notes auto-révélees en français et en mathématiques ($\alpha = 0,6352$).

Variable prédictrice. Le QI des élèves a été mesuré en première année du secondaire (13 ans) à l'aide des *Matrices progressives de Raven* (Raven et coll., 1998; Raven, 2000), une mesure robuste de l'intelligence académique (Mackintosh, 2004). Cet outil est constitué de 60 items divisés en cinq sections de 12 items chacune. Le niveau de difficulté augmente d'un item à l'autre de chaque section, ainsi que d'une section à l'autre. Un score entre 1 et 60 est obtenu selon le nombre de réponses choisies correctement. Puisque les participants sont âgés de plus de 7 ans (environ 13 ans), une seule mesure du QI est nécessaire, dont la cohérence interne est de 0,92.

Variable modératrice. La qualité de la relation élève-enseignants perçue par l'élève a été mesurée à l'aide du *Questionnaire psychosocial sur l'intégration sociale et personnelle* auprès des élèves en troisième année du secondaire (15 ans). Ces échelles proviennent du *Student-Teacher Relationship Scale* (STRS), instrument développé en 1991 (Pianta, 1999), puis ajusté, normalisé et modifié par plusieurs auteurs jusqu'en 2003 (Fallu et Janosz, 2003; Janosz et coll., 2010; Larose et coll., 1999; Pianta et Steinberg, 1992). Le questionnaire est maintenant divisé en deux échelles; la première, constituée de six items, mesure les relations chaleureuses élève-enseignants ($\alpha = 0,8226$). La seconde, constituée de sept items, mesure les relations conflictuelles élève-enseignants ($\alpha = 0,8717$).

Variable critère. L'information sur le décrochage scolaire est tirée des données officielles du MELS, en vérifiant si l'élève est inscrit à l'école ou s'il a obtenu un diplôme après la cinquième année du secondaire (17 ans). Dans le cas contraire, il est considéré « décrocheur ». Il existe une mesure cumulative par année; elle tient compte de tous les élèves d'une seule cohorte, même s'ils ont décroché une ou plusieurs années auparavant. Dans notre étude, cette variable est mesurée au troisième temps de mesure, lorsque les élèves avaient 17-18 ans (secondaire 5). Dans le sous-échantillon utilisé, 21,4 % des participants font partie du groupe des décrocheurs, dont 59,4 % de garçons et 40,6 % de filles.

Stratégie analytique

Le modèle longitudinal présenté est composé de variables continues, à l'exception du sexe et du décrochage scolaire (dichotomique). Les données sont analysées à l'aide de la régression logistique, où on évalue la probabilité de faire partie d'un groupe ou l'autre d'une variable critère dichotomique en fonction de variables indépendantes continues. Les données seront donc incluses dans l'analyse dans l'ordre suivant : variables contrôles, variable

prédictrice, variable modératrice, puis variable modératrice en interaction avec la variable critère. Deux séries de régressions seront effectuées, selon les deux échelles des relations élève-enseignants.

Avant d'entamer les analyses principales, les données manquantes du sous-échantillon ont été évaluées. Parmi les 5 000 sujets, un nombre important (1 220 élèves) présentait deux valeurs valides ou moins. Ils ont donc été supprimés, réduisant le sous-échantillon à 3 870 sujets. La proportion de données manquantes du sous-échantillon a diminué de 36,7 % à 21,7 % et le taux de décrochage scolaire, de 26,7 %, à 21,2 %. La proportion de filles et de garçons est restée similaire. Afin de pallier cette attrition, l'imputation multiple a été utilisée. Puisqu'il s'agit d'une méthode qui infère les données absentes à partir des données recueillies, un nombre important de données manquantes risque de réduire la précision de ces inférences (Zhang, 2003), d'où la suppression de données initiale, réduisant le biais des réponses estimées (Little et Rubin, 2014). Les données ont donc été imputées à l'aide du programme Statistical Package for the Social Sciences (SPSS), avec la méthode de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC). Une fois les données imputées, le taux de décrochage scolaire est de 21,4 % et la proportion de filles et de garçons du sous-échantillon demeure pratiquement identique (48,7 % de garçons et 51,3 % de filles).

RÉSULTATS

Exploration des données et vérification des postulats

Avant d'entamer les régressions logistiques, le respect de deux postulats souhaitables à ce type d'analyses, mais non obligatoires, a été vérifié. Le premier postulat, la normalité des distributions, n'est pas respecté selon les intervalles de confiance des distributions de données des variables. Toutefois, ce n'est pas conditionnel à la poursuite des analyses avec un grand échantillon (Desjardins, 2005). Par ailleurs, le deuxième postulat, la linéarité des résidus, ne peut être évalué car le logiciel SPSS ne permet pas d'effectuer le test de Kolmogorov-Smirnov avec des fichiers d'imputation. Le respect des postulats nécessaires à la régression logistique a aussi été évalué (Osborne, 2015). De façon générale, ils ont tous été respectés : les postulats d'indépendance et d'exhaustivité des catégories de la variable critère, de spécificité et de parcimonie (à l'exception du sexe et des relations chaleureuses avec les enseignants, qui sont tout de même maintenues dans le modèle, ce qui risque de réduire la généralisation des résultats), du nombre de sujets par prédicteurs, d'indépendance des observations et des erreurs de mesures, ainsi que de linéarité du Logit.

Relations chaleureuses avec les enseignants

La première série de régressions logistiques a été effectuée avec les échelles des relations chaleureuses avec les enseignants (voir Tableau 1). Selon les résultats, les effets simples des prédicteurs varient peu d'un modèle à l'autre. Les indices d'adéquation des modèles sont présentés au Tableau 1 et les résultats du modèle de régression logistique final, au Tableau 2.

TABLEAU 1. *Modèles de régression logistique, relations chaleureuses avec les enseignants*

	Classification correcte (%)		χ^2					
	Déc.	Total	Bloc	Sig.	Global	Sig.	LL	R2
Relations chaleureuses avec les enseignants								
Modèle 0 Effets à 0	,0	78,6						
Modèle 1 Contrôles	15,3	79,4	465,8 5	,000	465,85	,000	3552,36	,176
Modèle 2 QI	15,9	79,1	39,53	,000	505,37	,000	3512,83	,190
Modèle 3 RChal	15,8	79,0	4,33	,070	509,71	,000	3508,50	,191
Modèle 4 RChal*QI	16,0	79,0	0,97	,470	510,67	,000	3507,53	,191

NOTE. RChal = relations chaleureuses avec les enseignants; Déc. = groupe de décrocheurs; QI = quotient intellectuel; χ^2 = khi-carré, Sig. = niveau de signification du khi-carré, LL = -2 Log de vraisemblance, R2 = R carré de Nagelkerke.

TABLEAU 2. Résultats du modèle de régression logistique final, relations chaleureuses (Modèle 4)

	E.S.	Rapport de cote	IC
Relations chaleureuses avec les enseignants			
Constante	,85	13,233	[2,352, 74,465]
Sexe	,10	,688	[0,565, 0,839]
Rendement scolaire	,01	,959	[0,950, 0,968]
InvScolAmis	,07	2,196	[1,903, 2,533]
Score de QI	,02	,956	[0,919, 0,995]
RChal	,31	,898	[0,484, 1,667]
RChal * Score de QI	,01	1,005	[0,990, 1,020]

NOTE. RChal = relations chaleureuses avec les enseignants; InvScolAmis = Investissement scolaire des amis; E.S. = Erreur Standard, QI = quotient intellectuel; Rapport de cote = Odds ratio, IC = Intervalles de confiance à 95 % des rapports de cote.

On peut constater dans le Tableau 1 que pour le Modèle 0, le taux de participants classés correctement est de 78,6 %. Les participants sont tous classés dans le groupe des non-décrocheurs, car la majorité d'entre eux en fait partie. Pour le Modèle 1, le khi-carré du bloc (i.e. variables ajoutées dans le modèle) et du modèle entier présentent la même valeur : 465,845 (dl = 3, $p < 0,001$) (Tableau 1). Le modèle a donc bien distingué les non-décrocheurs des décrocheurs. Le test de Hosmer-Lemeshow soutient ces résultats, car le khi-carré n'est pas significatif : 16,583 (ddl = 8, $p = 0,065$). Ensuite, le R^2 de Nagelkerke (pseudo R^2) indique que ce modèle explique 17,6 % de la variance dans les groupes de la variable critère. Les résultats du test de $-2 \log$ de vraisemblance (LL) doit être analysé par comparaison entre modèles. Il sera donc interprété à partir du Modèle 2. Ensuite, 79,4 % des individus ont été classés correctement, soit une augmentation de 0,8 % en comparaison avec le modèle de départ (voir Tableau 1). En fait, alors que 96,8 % des individus non-décrocheurs sont bien classés, seuls 15,3 % des décrocheurs le sont également. La valeur totale du ratio d'individus bien classés est donc due au nombre très élevé de personnes dans la première catégorie de la variable critère. Ainsi, même si le modèle est discriminant selon les autres tests, ces dernières informations suggèrent plutôt le contraire.

Dans le Modèle 2, le score de QI est ajouté. Le khi-carré du bloc est de 39,529 (dl = 1, $p < 0,001$), donc la nouvelle variable incluse dans le modèle contribue à ce dernier de façon significative. Le khi-carré du modèle en entier, qui est de

505,374 (ddl = 4, $p < 0,001$) (voir Tableau 1), demeure significatif : il a donc bien distingué les non-décrocheurs des décrocheurs. Le test de Hosmer-Lemeshow ne soutient pas ces résultats, car le khi-carré est significatif; 17,324 (ddl = 8, $p < 0,05$). Ensuite, le pseudo R^2 indique que ce modèle explique 19,0 % de la variance dans les deux groupes de la variable critère. Le Modèle 2 explique donc 1,4 % (Δ pseudo $R^2 = 0,014$) de variance supplémentaire par rapport au Modèle 1. Le résultat du -2 log de vraisemblance est inférieur au précédent ($\Delta LL = 39,529$), ce modèle est donc plus performant que le premier. Enfin, 79,1 % des sujets sont classés correctement, soit un taux plus faible qu'au Modèle 1 (voir Tableau 1). Toutefois, 15,9 % des décrocheurs sont classés correctement, ce qui représente une augmentation de 0,6 %. Encore une fois, même si le modèle est discriminant selon certains tests, ces dernières informations signifient le contraire.

Dans le Modèle 3, l'échelle des relations chaleureuses avec les enseignants est ajoutée. Le khi-carré du bloc est de 4,333 (dl = 1, $p = 0,070$), donc la nouvelle variable incluse dans le modèle ne contribue pas à ce dernier de façon significative. Puisque le khi-carré du modèle en entier est significatif, 509,706 (dl = 5, $p < 0,001$) (voir Tableau 1), il a été en mesure de bien distinguer les non-décrocheurs des décrocheurs. Ces résultats sont également soutenus par ceux du test de Hosmer-Lemeshow, car la valeur du khi-carré est de 16,616 (ddl = 8, $p = 0,053$). Ensuite, le pseudo R^2 indique que ce modèle explique 19,1 % de la variance dans les groupes de la variable critère, soit une augmentation de 0,1 %. Le résultat du -2 log de vraisemblance est inférieur à celui du Modèle 2 ($\Delta LL = 4,333$), donc le troisième modèle est plus performant que le précédent. Enfin, le modèle a été en mesure de classer correctement 79,0 % des sujets, soit presque le même pourcentage que dans les deux modèles précédents (voir Tableau 1). De plus, 15,8 % des décrocheurs ont été bien classés, ce qui représente une diminution de 0,1 % par rapport au modèle précédent. Ces résultats suggèrent que le modèle n'est pas plus discriminant que le précédent.

Finalement, dans le Modèle 4, le terme d'interaction entre les relations chaleureuses avec les enseignants et les scores de QI a été ajouté. Dans ce modèle, le khi-carré du bloc est de 11,943 (dl = 1, $p < 0,05$), l'interaction contribue donc au modèle de façon significative. Le khi-carré du modèle entier est de 517,316 (dl = 5, $p < 0,001$) (voir Tableau 1) et demeure significatif, il a donc été en mesure de bien distinguer les non-décrocheurs des décrocheurs. Les résultats du test de Hosmer-Lemeshow suggèrent aussi l'adéquation du Modèle 4, car la valeur du khi-carré est de 15,602 (dl = 8, $p = 0,056$). Ensuite, le pseudo R^2 indique que ce modèle n'explique pas de variance supplémentaire dans les groupes de la variable critère (voir Tableau 1). Le résultat du -2 log de vraisemblance est inférieur à celui du Modèle 3 ($\Delta LL = 0,968$), ce modèle est donc plus performant que les précédents. Enfin,

le modèle a été en mesure de classer correctement le même pourcentage qu'au Modèle 3 (voir Tableau 1). Cependant, 16,0 % des décrocheurs ont été bien classés, ce qui représente une augmentation de 0,2 % par rapport au modèle précédent. Le modèle est donc discriminant.

Pour ce qui est des effets simples des prédicteurs (voir Tableau 2), les filles ont une probabilité 1,45 (1/0,688) fois plus élevée de faire partie des non-décrocheurs que les garçons. Ensuite, pour une hausse d'une unité sur l'échelle du rendement scolaire, un élève a une probabilité 1,04 (1/0,959) fois plus élevée de faire partie du même groupe. Pour une augmentation d'une unité sur l'échelle d'investissement scolaire négatif des amis, un jeune a une probabilité 2,20 fois plus élevée d'être parmi les décrocheurs. En ce qui a trait aux scores de QI, pour une augmentation d'une unité au score, un élève a une probabilité 1,05 (1/0,956) fois plus élevée de faire partie du groupe de non-décrocheurs. L'apport des relations chaleureuses avec les enseignants est non significatif dans ce modèle. Il en est de même pour l'effet d'interaction entre les relations chaleureuses avec les enseignants et le score de QI.

Relations conflictuelles avec les enseignants

La deuxième série de régressions logistiques a été effectuée avec l'échelle des relations conflictuelles avec les enseignants (voir Tableau 3). Les résultats des Modèles 0 à 2 sont identiques à la série de régressions précédente. Seuls les résultats des Modèles 3 et 4 sont donc présentés. Les résultats du modèle de régression final sont présentés au Tableau 4.

TABLEAU 3. Modèles de régression logistique, relations conflictuelles avec les enseignants

	Classification correcte (%)		χ^2					
	Déc.	Total	Bloc	Sig.	Global	Sig.	LL	R ²
Relations conflictuelles avec les enseignants								
Modèle 0 Effets à 0	,0	78,6						
Modèle 1 Contrôles	15,3	79,4	465,8 5	,000	465,85	,000	3552,36	,176
Modèle 2 QI	15,9	79,1	39,53	,000	505,37	,000	3512,83	,190
Modèle 3 RConf	16,4	79,2	11,94	,026	517,32	,000	3500,89	,194
Modèle 4 RConf*QI	16,4	79,2	0,54	,596	517,86	,000	3500,35	,194

NOTE. RConf = relations conflictuelles avec les enseignants; Déc. = groupe de décrocheurs; QI = quotient intellectuel; χ^2 = khi-carré, Sig. = niveau de signification du khi-carré, LL = -2 Log de vraisemblance, R² = R carré de Nagelkerke.

TABLEAU 4. Résultats du modèle de régression logistique final, relations conflictuelles (Modèle 4)

	E.S.	Rapport de cote	IC
Relations conflictuelles avec les enseignants			
Constante	,87	8,595	[1,487, 49,692]
Sexe	,12	,714	[0,575, 0,888]
Rendement scolaire	,01	,961	[0,952, 0,970]
InvScolAmis	,08	2,137	[1,838, 2,485]
Score de QI	,16	,959	[0,929, 0,991]
RConf	,29	1,015	[0,558, 1,848]
RConf * Score de QI	,01	1,003	[0,991, 1,016]

NOTE. RConf = relations conflictuelles avec les enseignants; InvScolAmis = Investissement scolaire des amis; E.S. = Erreur Standard, QI = quotient intellectuel; Rapport de cote = Odds ratio, IC = Intervalles de confiance à 95 % des rapports de cote.

Pour le Modèle 3, le khi-carré du bloc est de 11,943 (ddl = 1, $p < 0,05$), la contribution de la nouvelle variable est donc significative. Le modèle a bien distingué les non-décrocheurs des décrocheurs, car le khi-carré du modèle est significatif (517,316, ddl = 5, $p < 0,001$) (voir Tableau 3). Le test de Hosmer-Lemeshow ne soutient pas cela, car la valeur du khi-carré est significative (17,925, ddl = 8, $p < 0,05$). Selon le pseudo R^2 , ce modèle explique 19,4 % de la variance dans les groupes de la variable critère, soit 0,4 % de plus qu'au Modèle 2. Le résultat du $-2 \log$ de vraisemblance est inférieur à celui du Modèle 2 ($\Delta LL = 11,9426$), le Modèle 3 est donc plus performant. Enfin, le modèle a classé correctement 79,2 % des individus, ce qui est similaire aux modèles précédents (voir Tableau 3). De plus, 16,4 % des décrocheurs ont été bien classés, soit une augmentation de 0,6 % par rapport au Modèle 2. Ainsi, même si d'autres tests suggèrent que le modèle est discriminant, ces informations signifient le contraire.

Finalement, dans le Modèle 4, le terme d'interaction entre les relations conflictuelles avec les enseignants et les scores de QI a été ajouté. Dans ce modèle, le khi-carré du bloc est de 0,540 (ddl = 1, $p = 0,596$), donc la nouvelle variable du modèle ne contribue pas de façon significative. Le khi-carré du modèle en entier, qui est de 517,856 (ddl = 6, $p < 0,001$) (voir Tableau 3), est significatif. Il a donc été en mesure de bien distinguer les non-décrocheurs des décrocheurs. Le test de Hosmer-Lemeshow soutient ces résultats, car la valeur

du khi-carré est de 15,859 (ddl = 8, $p = 0,053$). Ensuite, le pseudo R^2 indique que ce modèle n'explique pas de variance supplémentaire dans les groupes de la variable critère (voir Tableau 3). Le résultat du $-2 \log$ de vraisemblance est inférieur à celui du Modèle 3 ($\Delta LL = 0,540$), le Modèle 3 est donc plus performant que les précédents. Enfin, le modèle a classé les participants selon les mêmes taux qu'au Modèle 3 (voir Tableau 3). Encore une fois, même si certains tests suggèrent que le modèle est discriminant, ces dernières informations signifient le contraire.

Pour ce qui est des effets simples des prédicteurs (voir Tableau 4), les filles ont une probabilité 1,40 (1/0,715) fois plus élevée de faire partie des non-décrocheurs que les garçons. Ensuite, pour une hausse d'une unité au rendement scolaire, un élève a une probabilité 1,04 (1/0,961) fois plus élevée de faire partie du même groupe. Pour une hausse d'une unité sur l'échelle d'investissement scolaire négatif des amis, la probabilité de faire partie des décrocheurs augmente de 2,14 fois. Ensuite, l'augmentation d'une unité au score de QI augmente la probabilité de faire partie des non-décrocheurs de 1,04 (1/0,959) fois. Le rapport de cote de l'échelle des relations conflictuelles avec les enseignants ainsi que de l'effet d'interaction avec le score de QI ne sont pas significatifs.

En conclusion, l'ajout du score de QI dans les premiers modèles permettent une meilleure adéquation de ceux-ci et d'expliquer une plus grande variance. Ce n'est pas le cas des Modèles 3 et 4, où la variance expliquée n'augmente presque pas ou pas du tout et où les indices d'adéquation des modèles n'indiquent pas ou presque pas d'amélioration. Les résultats suggèrent que les relations chaleureuses et conflictuelles ne jouent ni un rôle prédicteur, ni un rôle modérateur sur l'association entre les scores au QI et le décrochage scolaire.

DISCUSSION

L'objectif de cette étude était de vérifier si la qualité de la relation élève-enseignants peut modérer le lien entre le QI et le décrochage scolaire, au-delà de l'influence d'autres variables.

Deux modèles de régression logistique ont été effectués afin d'analyser séparément les sous-échelles de la qualité des relations élève-enseignants (chaleureuse et conflictuelles). Outre les échelles des relations avec les enseignants (chaleureuses et conflictuelles), les mêmes variables sont incluses dans les deux modèles, selon le même ordre d'entrée. Les résultats suggèrent que la relation élève-enseignants ne modère pas le lien entre le QI et le décrochage scolaire, ce qui infirme notre hypothèse. En outre, cette relation ne contribue pas aux modèles de prédiction. Ces résultats se révèlent surprenants, car ils ne concordent pas avec la littérature (Fallu et Janosz, 2003;

Fan et Wolters, 2014; Lacroix et Potvin, 2009; Poirier et coll., 2013; Vallerand et coll., 1997). Toutefois, on ne peut tirer de conclusion hâtive quant à ces derniers.

Prédicteurs

Selon les résultats, le sexe, le rendement scolaire et l'investissement scolaire des amis prédisent de façon significative le décrochage scolaire. Ainsi, le fait d'être un garçon, d'avoir un faible rendement scolaire ainsi que d'avoir des amis avec un faible investissement scolaire augmentent le risque d'abandonner l'école. Ces résultats concordent avec la littérature actuelle (Bergman et coll., 2014; Fortin et coll., 2013; Janosz, 2000; Leclerc et coll., 2010; Romi et Marom, 2007; Zettergren et Bergman, 2014). Le score de QI permet également de prédire le décrochage scolaire au-delà des variables contrôles, tel que prédit par la littérature (Bergman et coll., 2014; Romi et Marom, 2007; Zettergren et Bergman, 2014).

À première vue, l'investissement négatif des pairs augmente davantage le risque de décrocher que les autres facteurs. Ensuite, le score de QI est un facteur plus important que le rendement scolaire.

Relations chaleureuses et conflictuelles avec les enseignants

Selon les analyses effectuées, la relation élève-enseignants ne contribue pas au modèle de prédiction du décrochage scolaire. Ces résultats ne concordent pas avec la littérature. Tout d'abord, il est possible que les relations chaleureuses élève-enseignants n'augmentent pas le risque d'obtention du diplôme d'études secondaires des élèves, mais que les relations conflictuelles augmentent leur risque d'abandonner l'école. En effet, quelques études suggèrent que les conséquences en regard du décrochage scolaire d'une relation élève-enseignants négative sont plus importantes que les retombées d'une relation positive (Gottfredson et Gottfredson, 1989; Tinto, 1975). Ces résultats peuvent expliquer le faible apport de la relation élève-enseignants dans la présente étude. De plus, certains auteurs observent que ces effets seraient présents uniquement auprès des jeunes vulnérables (les décrocheurs) (Fallu et Janosz, 2003). Or, dans cette étude, l'échantillon fait majoritairement partie du groupe de non-décrocheurs. Puisque la proportion de décrocheurs est faible, il est possible que l'effet n'ait pas été détecté, occulté par les résultats obtenus par le premier groupe.

Par ailleurs, la relation élève-enseignants ne modère pas le lien entre le QI et le décrochage scolaire. La qualité de cette relation telle que mesurée n'augmente donc pas le risque de l'élève de faire partie du groupe des décrocheurs ou non au-delà de l'effet prédictif de son QI. À l'instar de la proportion d'élèves non-décrocheurs beaucoup plus élevée que celle des décrocheurs, il est possible que l'effet de la relation élève-enseignants soit difficile à détecter. En outre, les

analyses effectuées ne permettent pas d'évaluer la présence d'une relation si elle apparaît uniquement auprès des décrocheurs. De plus, puisqu'une variable critère dichotomique a été utilisée, il est plus difficile d'étudier un effet d'interaction et d'évaluer la variance expliquée des prédicteurs inclus dans le modèle, qu'avec une variable critère continue. Ensuite, il est possible que les échelles mesurant la relation élève-enseignants n'aient pas mesuré les aspects de cette relation susceptibles de modérer l'association entre le QI et le décrochage scolaire.

Il faut également considérer l'attrition de l'échantillon initial, car les sujets dont l'information n'était pas suffisante ont dû être retirés. De ce fait, une partie de l'information a été perdue, d'autant plus qu'il est probable que les individus dont il manque trop de données aient des caractéristiques communes. Par exemple, il est possible que les élèves du groupe « décrocheurs » aient été absents lors de la passation des questionnaires. De plus, il est possible qu'une partie des élèves qui font partie de la catégorie des décrocheurs le soient pour d'autres raisons que l'abandon scolaire (décès, maladie, déménagement à l'extérieur du Québec, etc.). Malheureusement, cette information n'est pas disponible. En outre, nous ne connaissons pas la proportion des élèves qui pourrait être exclue de la catégorie des décrocheurs pour ces raisons particulières. Il faut également considérer l'instabilité des relations élève-enseignants au secondaire; un élève reçoit l'enseignement de plusieurs adultes différents, avec lesquels ses relations risquent d'être tout autant variées. Il peut être difficile d'observer un effet modérateur d'une variable instable et ponctuelle sur une variable reconnue pour sa stabilité telle que le QI. À cet égard, un devis longitudinal permettrait d'avoir une vision plus complète des relations d'un élève avec ses enseignants.

Dans un souci de transparence, les biais possibles associés aux résultats ont été rigoureusement soulevés. Cependant, les résultats de la présente étude suggèrent clairement que la relation élève-enseignants n'influence pas le risque d'un élève d'obtenir son diplôme d'études secondaires au-delà de son QI. Cette étude souligne donc la robustesse du QI et de son association avec le décrochage scolaire. Encore une fois, cela soutient l'importance d'inclure cette variable dans les études sur le décrochage scolaire, afin que les stratégies développées pour soutenir les élèves à risque de décrocher en tiennent compte et soient par le fait même plus adaptées.

Implications de l'étude

La présente étude permet de comprendre davantage les facteurs associés au décrochage scolaire afin de mieux le prévenir. Cette compréhension peut être utilisée dans l'ajustement continu de la formation des professionnels qui ont un rôle de guide auprès des élèves du secondaire: principalement les enseignants et les professionnels de soutien dans les écoles. Cette étude permet plus particulièrement de mieux cerner le rôle de l'enseignant face à la

persévérance scolaire. Malgré les résultats obtenus, la littérature suggère que leur relation avec les élèves (surtout à risque) peut contribuer à augmenter ou réduire la probabilité de décrocher de ces derniers. Selon la qualité de la relation, des stratégies de prévention peuvent donc être mises en place. Celles-ci pourraient même faire partie de la formation de base d'un enseignant, soulignant du même souffle l'importance d'une relation positive avec un élève à risque. Vu la contradiction de nos résultats, ce phénomène semble relativement complexe. Il est donc important de mener davantage d'études sur la relation élève-enseignants pour mieux en cerner la complexité et les caractéristiques ayant une influence significative sur la réussite scolaire. Des études futures évaluant les facteurs intrinsèques à la motivation sont également de mise. Tel que suggéré par Fan et Wolters (2014), les croyances d'un élève quant aux activités scolaires influencent ses comportements d'engagement et sa réussite scolaire. Ensuite, notre étude permet de mettre à nouveau en lumière l'importance de considérer le QI parmi les principaux facteurs de risque du décrochage. Puisque celui-ci est relativement stable, il est primordial de continuer l'étude des facteurs qui peuvent modérer sa relation avec l'abandon scolaire. Cela pourrait permettre aux élèves présentant un faible QI de recevoir un support adapté à leurs besoins, augmentant leurs chances de terminer leur scolarité secondaire, et donc d'avoir une meilleure qualité de vie. Dans le cas contraire, ces jeunes, qui ont tout de même un QI plus élevé que le seuil clinique de déficience intellectuelle (seuil clinique de déficience : $QI < 70$; Bussy et des Portes, 2008), ne reçoivent pas les services dont ils pourraient avoir besoin. À la suite de l'observation de l'effet Flynn inversé dans plusieurs pays développés, qui se traduit par une diminution du score du QI général (Dutton et coll., 2016), se pencher sur la question devient d'autant plus important. Selon une revue de la littérature (Dutton et coll., 2016), plusieurs pays développés mesurent un déclin moyen de 2,44 points au score de QI par décennie depuis le début du XXI^e siècle. Si la tendance se maintient, il risque donc d'y avoir plus de jeunes avec un QI faible, et donc avec un risque plus élevé d'abandonner l'école avant la fin des études secondaires. Les conséquences associées pourraient augmenter au cours des prochaines années.

Forces et limites de la présente étude

Cette étude présente au moins cinq forces. La première est le nombre élevé de participants. Deuxièmement, les données ont été colligées à partir d'élèves provenant d'écoles de chaque région administrative du Québec. Les résultats peuvent donc être généralisés à l'ensemble de la population du Québec d'un milieu socioéconomique similaire. Troisièmement, les informations ont été recueillies selon un devis longitudinal prospectif de six ans. Quatrièmement, l'information est auto-rapportée; l'élève est la personne la mieux placée pour répondre aux questions qui le concernent, par exemple pour qualifier sa

perception de sa relation avec ses enseignants. En outre, l'utilisation de ce type de données permet d'obtenir un meilleur indice prédictif que des données « administratives », tirées du dossier étudiant (Gagnon et coll., 2015). Les inconvénients qui accompagnent ce type de mesure sont toutefois mentionnés dans les limites. Cinquièmement, la mesure du décrochage scolaire provient des données officielles du gouvernement, les valeurs de cette variable sont donc fiables.

L'étude présente au moins sept faiblesses. Premièrement, les données sur le décrochage sont ponctuelles (un an après la fin de l'étude). On ne sait donc pas si l'élève s'est réinscrit lors d'une année subséquente. Deuxièmement, d'autres raisons peuvent avoir amené l'élève à ne pas être inscrit lors d'une année précise (décès, une maladie, un déménagement hors du pays, etc.), alors qu'il est tout de même classé dans la catégorie des décrocheurs. Troisièmement, les résultats ne peuvent être généralisés qu'à la population dont l'IMSE est de 8, 9 ou 10. Quatrièmement, les résultats peuvent avoir été influencés par un effet de cohorte, car une seule génération est impliquée dans l'étude. Cinquièmement, l'aspect auto-rapporté est également une faiblesse, l'élève étant le seul qui puisse confirmer la véracité ou l'objectivité des réponses. Ces réponses peuvent avoir été modulées par un état physique ou mental ponctuel particulier. Sixièmement, l'étude présente un taux élevé d'attrition, car un nombre important de données a été supprimé plutôt qu'imputé. Septièmement, il est possible que les échelles de mesure des relations élève-enseignants n'évaluent pas entièrement les aspects susceptibles de jouer un rôle modérateur.

Études futures

Des études supplémentaires sur les relations élève-enseignants sont de mise afin d'étudier les composantes importantes de cette relation et comment elles peuvent moduler la réussite scolaire. Il serait en effet pertinent de colliger des mesures d'observation directe et de mesurer la perception de l'élève de ses relations avec ses enseignants de façon plus élaborée, en combinant des données qualitatives et quantitatives, afin de mieux comprendre la perception du jeune et les aspects importants de cette relation. De plus, la mise en place d'études expérimentales pour évaluer des programmes d'intervention ou de prévention avec la relation élève-enseignants serait pertinente, afin de mieux comprendre ce facteur dans toute sa complexité et d'en exploiter volontairement les stratégies d'intervention et de soutien potentielles. Par exemple, le programme de prévention *Y'a une place pour toi!* inclut un volet important dédié à la relation élève-enseignants (Potvin et coll., 2007). En outre, ce programme tient compte de plusieurs caractéristiques personnelles des décrocheurs qu'il est possible de classer en catégories.

Il serait également intéressant de mener ce genre d'analyse en tenant compte de la typologie de décrocheurs développée par Janosz et coll. (1997). Selon leur modèle, il existe quatre types de décrocheurs : discrets, inadaptés, désengagés et sous-performants. Les caractéristiques communes aux individus classés dans l'une ou l'autre de ces catégories sont principalement relatives à leur comportement, leur engagement et leur rendement scolaires. Les élèves de la première catégorie présentent un comportement obéissant, un engagement scolaire positif et un faible rendement. Pour leur part, les « inadaptés » ont des difficultés de comportements ainsi que des niveaux d'engagement et de rendement scolaires faibles. Ceux de la troisième catégorie (désengagés) ont des niveaux d'obéissance et de rendement scolaire positifs, mais un faible engagement scolaire. Ceux de la quatrième catégorie n'ont pas de problème de comportement, mais un rendement et un niveau d'engagement scolaires faibles (Janosz et coll., 1997). Ainsi, les motifs d'abandon pourraient différer selon la catégorie de décrocheurs dont ils font partie. Dans la mesure où ce ne serait pas les mêmes facteurs qui influencent leur persévérance scolaire, il devient intéressant d'étudier la relation entre le QI et les types de décrocheurs ou encore d'explorer quel facteur permet de mieux modérer la relation entre le QI et le décrochage scolaire selon le type de décrocheur.

RÉFÉRENCES

- Abrami, P. C., Bernard, R. M., Schmid, R. M., Janosz, M., Wade, A., Girard, C., Wozney, L. et Borokhovski, E. (2008). *Dropout prevention systematic review. Reviewing the evidence of Canadian research since 1990. Final Report*. Montréal, QC : Université de Concordia. http://www.frqsc.gouv.qc.ca/documents/11326/535055/PT_AbramiP_rapport+2008_recensement+programmes+pr%C3%A9vention+d%C3%A9crochage/2e18e4c0-e101-45fb-8bdf-21b371636a91
- Allen, J., Gregory, A., Mikami, A., Lun, J., Hamre, B. et Pianta, R. (2013). Observations of effective teacher-student interactions in secondary school classrooms: Predicting student achievement with the classroom assessment scoring system—secondary. *School Psychology Review*, 42(1), 76–98. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5602545/>
- Bergman, L. R., Corovic, J., Ferrer-Wreder, L. et Modig, K. (2014). High IQ in early adolescence and career success in adulthood: Findings from a Swedish longitudinal study. *Research in Human Development*, 11(3), 165–185. <https://doi.org/10.1080/15427609.2014.936261>
- Bussy, G. et des Portes, V. (2008). Définition du retard mental, épidémiologie, évaluation clinique. *Médecine thérapeutique / Pédiatrie*, 11(4), 196–201. <https://doi.org/10.1684/mtp.2008.0172>
- Chamorro-Premuzic, T. et Furnham, A. (2006). Self-assessed intelligence and academic performance. *Educational Psychology*, 26(6), 769–779. <https://doi.org/10.1080/01443410500390921>
- Conseil Canadien sur l'Apprentissage. (2005). *De bonnes nouvelles : les taux de décrochage scolaire diminuent au Canada. Carnet du Savoir*. http://fr.copian.ca/biblio/recherche/cca/carnet_savoir/good_news_hs_dropout_falling_fr/good_news_hs_dropout_falling_fr.pdf
- Conseil Canadien sur l'Apprentissage. (2009). *Les coûts élevés du décrochage : pas si infimes qu'on ne le croyait. Carnet du Savoir*. http://bv.cdeac.ca/EA_PDF/60303.pdf

- Davis, H. A. (2006). Exploring the contexts of relationship quality between middle school students and teachers. *The Elementary School Journal*, 106(3), 193–223. <https://doi.org/10.1086/501483>
- Desjardins, J. (2005). L'analyse de régression logistique. *Tutorial in Quantitative Methods for Psychology*, 1(1), 35–41. <https://doi.org/10.20982/tqmp.01.1.p035>
- Dutton, E., van der Linden, D. et Lynn, R. (2016). The negative Flynn Effect: A systematic literature review. *Intelligence*, 59, 163–169. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2016.10.002>
- Fallu, J.-S. et Janosz, M. (2003). La qualité des relations élèves-enseignants à l'adolescence : un facteur de protection de l'échec scolaire. *Revue de psychoéducation*, 32(1), 7–29.
- Fan, W. et Wolters, C. A. (2014). School motivation and high school dropout: The mediating role of educational expectation. *British Journal of Educational Psychology*, 84(1), 22–39. <https://doi.org/10.1111/bjep.12002>
- Fortin, L., Marcotte, D., Diallo, T., Potvin, P. et Royer, É. (2013). A multidimensional model of school dropout from an 8-year longitudinal study in a general high school population. *European Journal of Psychology of Education*, 28(2), 563–583. <https://doi.org/10.1007/s10212-012-0129-2>
- Fortin, L., Royer, É., Potvin, P., Marcotte, D. et Yergeau, É. (2004). La prédiction du risque de décrochage scolaire au secondaire : facteurs personnels, familiaux et scolaires. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 36(3), 219–231. <https://doi.org/10.1037/h0087232>
- Gagnon, V., Dupéré, V., Dion, E., Léveillé, F., St-Pierre, M., Archambault, I. et Janosz, M. (2015). Dépistage du décrochage scolaire à l'aide d'informations administratives ou auto-rapportées. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 47(3), 236–240. <https://doi.org/10.1037/cbs0000014>
- Gottfredson, D. C., Gottfredson, G. D. et Hybl, L. G. (1993). Managing adolescent behavior: A multiyear, multischool study. *American Educational Research Journal*, 30(1), 179–215. <https://doi.org/10.2307/1163194>
- Gottfredson, G. D. et Gottfredson, D. C. (1989). *School climate, academic performance, attendance, and dropout*. <https://eric.ed.gov/?id=ED308225>
- Gottfredson, L. S. (1997). Mainstream science on intelligence: An editorial with 52 signatories, history, and bibliography. *Intelligence*, 24(1), 13–23. [https://doi.org/10.1016/S0160-2896\(97\)90011-8](https://doi.org/10.1016/S0160-2896(97)90011-8)
- Gottfredson, L. et Saklofske, D. H. (2009). Intelligence: Foundations and issues in assessment. *Canadian Psychology / Psychologie Canadienne*, 50(3), 183–195. <https://doi.org/10.1037/a0016641>
- Hamre, B. K., Pianta, R. C., Downer, J. T., DeCoster, J., Mashburn, A. J., Jones, S. M., Brown, J. L., Cappella, E., Atkins, M., Rivers, S. E., Brackett, M. A. et Hamagami, A. (2013). Teaching through interactions: Testing a developmental framework of teacher effectiveness in over 4,000 classrooms. *The Elementary School Journal*, 113(4), 461–487. <https://doi.org/10.1086/669616>
- Hawkins, J. D., Catalano, R. F. et Miller, J. Y. (1992). Risk and protective factors for alcohol and other drug problems in adolescence and early adulthood: Implications for substance abuse prevention. *Psychological Bulletin*, 112(1), 64–105. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.64>
- Janosz, M. (2000). L'abandon scolaire chez les adolescents : perspective Nord-Américaine. *Ville-École-Intégration Enjeux*, 122, 105–127. https://www.researchgate.net/profile/Michel_Janosz/publication/228643494_L'abandon_scolaire_chez_les_adolescents_perspective_nord-americaine/links/5490c0b00cf2d1800d87c182/Labandon-scolaire-chez-les-adolescents-perspective-nord-americaine.pdf

- Janosz, M., Bélanger, J., Dagenais, C., Bowen, F. et Abrami, P. C. (2010). *Rapport final d'évaluation de la stratégie d'intervention Agir autrement. Volume 1 : La mise en œuvre*. Montréal, QC : Université de Montréal. http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/education/adaptation-scolaire-services-comp/SyntheseSIAA.pdf
- Janosz, M., LeBlanc, M., Boulerice, B. et Tremblay, R. E. (1997). Disentangling the weight of school dropout predictors: A test on two longitudinal samples. *Journal of Youth and Adolescence*, 26(6), 733–762. <https://doi.org/10.1023/A:1022300826371>
- Lacroix, M.-È. et Potvin, P. (2009). *Le décrochage scolaire*. Réseau d'information pour la réussite éducative (RIRE). <http://rire.ctreq.qc.ca/le-decrochage-scolaire-version-integrale/>
- Larivée, S. (2007). *L'intelligence : Tome 1 – Approches biocognitives, développementales et contemporaines*. Pearson ERPI.
- Larivée, S. (2008). *Le quotient intellectuel : ses déterminants et son avenir*. Éditions Multimondes.
- Larivée, S. et Gagné, F. (2006). Intelligence 101 ou l'ABC du QI. *Revue de psychoéducation*, 35(1), 1–10. <https://papyrus.bib.umontreal.ca/xmlui/handle/1866/13883>
- Larivée, S. et Sénéchal, C. (2016). Quand la résilience est en panne, le paradoxe devient une solution. *Revue Internationale de Communication et Socialisation*, 3(2), 215–235. <http://www.revuerics.com/medias/files/rics-2016-vol-3-2-larivee-senechal-v3-smk-2017-06-24.pdf>
- Larose, S., Bernier, A., Soucy, N. et Duchesne, S. (1999). Attachment style dimensions, network orientation and the process of seeking help from college teachers. *Journal of Social and Personal Relationships*, 16(2), 225–247. <https://doi.org/10.1177/0265407599162006>
- Leclerc, M., Larivée, S., Archambault, I. et Janosz, M. (2010). Le sentiment de compétence : modérateur du lien entre le QI et le rendement scolaire en mathématiques. *Canadian Journal of Education / Revue canadienne de l'éducation*, 33(1), 31–56. <https://www.jstor.org/stable/canajeducrevucan.33.1.31?seq=1>
- Lessard, A., Fortin, L., Joly, J., Royer, É. et Blaya, C. (2004). Students at-risk for dropping out of school: Are there gender differences among personal, family and school factors. *Journal of At-Risk Issues*, 10(2), 91–127.
- Little, R. J. A. et Rubin, D. B. (2014). *Statistical analysis with missing data*. John Wiley & Sons.
- Lynn, R. et Mikk, J. (2009). National IQs predict educational attainment in math, reading and science across 56 nations. *Intelligence*, 37(3), 305–310. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2009.01.002>
- Mackintosh, N. J. (2004). *QI et intelligence humaine* (traduit par A. Brossard). De Boeck. (Œuvre originale publiée en 1998)
- Ministère de l'Éducation du Québec. (2003). *La carte de la population scolaire et les indices de défavorisation* (Bulletin statistique de l'éducation n° 26) (p. 1–9). http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/statistiques_info_decisionnelle/bulletin_26.pdf
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport: Éducation et Enseignement supérieur. (2021). Indices de défavorisation. Repéré à <http://www.education.gouv.qc.ca/references/indicateurs-et-statistiques/indices-de-defavorisation/>
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport. (2019). Taux annuel de sorties sans diplôme ni qualification (décrochage annuel) au secondaire à la FGJ, selon le sexe, ensemble du Québec, de 1999-2000 à 2017-2018 (données officielles). http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/statistiques_info_decisionnelle/Graphique.pdf
- Moffitt, T. E., Caspi, A., Harkness, A. R. et Silva, P. A. (1993). The natural history of change to intellectual performance: Who changes? How much? Is it meaningful? *The Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 34(4), 455–506. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1993.tb01031.x>

- Osborne, J. W. (2015). A practical guide to testing assumptions and cleaning data for logistic regression. Dans *Best practices in logistic regression* (p. 84-130). SAGE. <https://doi.org/10.4135/9781483399041>
- Pianta, R. C. (1999). *STRS student-teacher relationship scale: Professional manual*. Psychological Assessment Resources.
- Pianta, R. C. et Steinberg, M. (1992). Teacher-child relationships and the process of adjusting to school. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 192(57), 61-80. <https://doi.org/10.1002/cd.23219925706>
- Poirier, M., Lessard, A., Fortin, L. et Yergeau, É. (2013). La perception différenciée de la relation élève-enseignant par les élèves à risque et non à risque de décrochage scolaire. *Nouveaux cahiers de la recherche en éducation*, 16(1), 1-23. <https://doi.org/10.7202/1025761ar>
- Potvin, P., Fortin, L., Marcotte, D., Royer, É. et Deslandes, R. (2007). *Guide de prévention du décrochage scolaire : Y'a une place pour toi!* Centre de transfert pour la réussite éducative du Québec. <https://www.ctreq.qc.ca/realisation/ya-une-place-pour-toi-guide-de-prevention-du-decrochage-scolaire/>
- Raven, J., Raven, J. C. et Court, J. H. (1998). *Manual for Raven's progressive matrices and vocabulary scales*. Pearson.
- Raven, J. (2000). The Raven's progressive matrices: change and stability over culture and time. *Cognitive Psychology*, 41(1), 1-48. <https://doi.org/10.1006/cogp.1999.0735>
- Romi, S. et Marom, D. (2007). Differences in intelligence between nondelinquent and dropout delinquent adolescents. *Adolescence*, 42(166), 325-336. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/17849939>
- Rousseau, N., Deslandes, R. et Fournier, H. (2009). La relation de confiance maître-élève : perception d'élèves ayant des difficultés scolaires. *McGill Journal of Education*, 44(2), 193-211. <https://doi.org/10.7202/039032ar>
- Schneider, W., Niklas, F. et Schmiedeler, S. (2014). Intellectual development from early childhood to early adulthood: The impact of early IQ differences on stability and change over time. *Learning and Individual Differences*, 32, 156-162. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2014.02.001>
- Spearman, C. (1904). "General intelligence", objectively determined and measured. *The American Journal of Psychology*, 15(2), 201-292. <https://doi.org/10.2307/1412107>
- Statistique Canada. (2021). Tableau 37-10-0170-01. Taux d'achèvement des études secondaires selon le sexe, le groupe d'âge et certaines caractéristiques démographiques. <https://doi.org/10.25318/3710017001-fra>
- Tinto, V. (1975). Dropout from higher education: A theoretical synthesis of recent research. *Review of Educational Research*, 45(1), 89-125. <https://doi.org/10.3102/00346543045001089>
- Trouilloud, D. et Sarrazin, P. (2003). Note de synthèse: Les connaissances actuelles sur l'effet Pygmalion : processus, poids et modulateurs. *Revue française de pédagogie*, 145(1), 89-119. <https://doi.org/10.3406/rfp.2003.2988>
- Vallerand, R. J., Fortier, M. S. et Guay, F. (1997). Self-determination and persistence in a real-life setting: Toward a motivational model of high school dropout. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72(5), 1161-1176. https://selfdeterminationtheory.org/SDT/documents/1997_VallerandFortierGuay_JPSP.pdf
- Zettergren, P. et Bergman, L. R. (2014). Adolescents with high IQ and their adjustment in adolescence and midlife. *Research in Human Development*, 11(3), 186-203. <https://doi.org/10.1080/15427609.2014.936182>
- Zhang, P. (2003). Multiple imputation: Theory and method. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*, 71(3), 581-592. <https://www.jstor.org/stable/i261172>

CARMEN-ÉDITH BELLEÏ-RODRIGUEZ est psychoéducatrice, ayant obtenu un baccalauréat en psychoéducation et en psychologie (2014), puis sa maîtrise en psychoéducation clinique et recherche (2017) à l'Université de Montréal. Elle a ensuite entamé un doctorat en recherche en sciences de la santé à l'Université de Sherbrooke. Ses études portent sur le trouble du déficit de l'attention avec ou sans hyperactivité (TDA/H), l'effet Pygmalion, l'effet placebo, la douleur, les capacités cognitives attentionnelles et les fonctions inhibitrices chez des enfants. Elle s'intéresse également aux neurosciences utilisant notamment plusieurs techniques d'imagerie par résonance magnétique, ainsi que la stimulation magnétique transcrânienne. carmen-edith.bellei-rodriguez@usherbrooke.ca

SERGE LARIVÉE, Ph.D, est professeur à l'École de psychoéducation de l'Université de Montréal depuis 1977. Depuis le début de sa carrière, ses recherches portent sur l'intelligence, le développement cognitif et la métacognition, ainsi que sur l'épistémologie des sciences, l'intégrité scientifique, les fraudes scientifiques et les pseudosciences. Il a à son actif 380 publications incluant des articles dans 80 revues scientifiques différentes, des chapitres de livres, 5 livres, des recensions d'ouvrage et 370 communications dans des congrès locaux, nationaux et internationaux, dont 187 sur invitation. Il est également sollicité par les médias, ce qui lui permet de vulgariser les résultats de ses travaux. Enfin, il est directeur de la Revue de psychoéducation depuis 1979. serge.larivee@umontreal.ca

JULIEN MORIZOT, Ph.D, est professeur à l'École de psychoéducation de l'Université de Montréal (Québec, Canada). Il est impliqué dans la recherche visant à mieux comprendre la continuité et le changement dans les traits de personnalité ainsi que les facteurs et processus associés au développement et au désistement des comportements antisociaux au cours de la vie. Il travaille aussi sur l'application de méthodes statistiques et psychométriques modernes permettant de mieux conceptualiser la personnalité et la psychopathologie. julien.morizot@umontreal.ca

CARMEN-ÉDITH BELLEÏ-RODRIGUEZ is a psychoeducator, with a bachelor's degree in psychoeducation and psychology (2014), and a master's degree in psychoeducation (clinical and research, 2017) at the University of Montreal. She then started a PhD degree in research in health sciences at the University of Sherbrooke. Her research project is associated with the Attention Deficit and/or Hyperactivity disorder (ADHD), the Pygmalion effect, the placebo effect, pain, attentional cognitive abilities, and inhibition functions in children. She is also interested in neuroscience using several magnetic resonance imaging techniques, as well as transcranial magnetic stimulation. carmen-edith.bellei-rodriguez@usherbrooke.ca

SERGE LARIVÉE, Ph.D, is a professor at the School of Psychoeducation of the University of Montreal since 1977. Since the beginning of his career, his research has focused on intelligence, cognitive development, and metacognition as well as on the epistemology of science, science integrity, scientific fraud, and pseudoscience. He has 380 publications to his credit, including articles in 80 different scientific journals, book chapters, 5 books, book reviews and 370 communications at local, national, and international conferences, including 187 by invitation. He is also solicited by the media, which allows him to popularize the results of his work. Finally, he is director of the *Revue de psychoéducation* since 1979. serge.larivee@umontreal.ca

JULIEN MORIZOT, Ph.D., is a professor at the School of Psychoeducation of the University of Montreal (Quebec, Canada). He is involved in research aimed at understanding continuity and change in personality traits, and the factors and processes associated with the development of and desistance from antisocial behavior throughout the course of life. He also works on the application of modern statistical and psychometric methods aimed at better conceptualizing personality and psychopathology. julien.morizot@umontreal.ca