Université de Montréal

La relation élève-enseignant modère-t-elle le lien entre le quotient intellectuel et le décrochage scolaire ?

par Carmen-Édith Belleï-Rodriguez

École de psychoéducation, Faculté des Arts et des Sciences

Projet de mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de Maîtrise en psychoéducation, option mémoire et stages

Août, 2017

Résumé structuré

Contexte. Au Québec, l'abandon scolaire représente un problème important en raison des conséquences que cela engendre ainsi que de sa prévalence relativement élevée, comparativement aux autres provinces canadiennes. Il est donc important d'étudier le phénomène, d'en comprendre les facteurs de protection et de vulnérabilité, afin permettre à une plus grande proportion d'élèves d'obtenir leur diplôme d'études secondaires. Objectif. Selon la littérature, un faible quotient intellectuel (QI) est un facteur de risque important du décrochage scolaire. Le but de cette étude est donc d'étudier l'effet modérateur de la relation élève-enseignant sur le lien entre le QI et le décrochage scolaire chez les adolescents au secondaire. Méthode. Les données proviennent de l'étude Stratégie d'Intervention Agir Autrement (SIAA), qui avait pour principal objectif d'évaluer l'effet de la mise en œuvre de la SIAA sur la réussite des élèves ainsi que de la capacité des écoles à leur offrir une éducation optimale. Lors de ce projet, une importante quantité d'informations a donc été mesurée selon un devis longitudinal prospectif. La collecte de données à été menée sur une période de sept ans auprès d'élèves de niveau secondaire faisant partie de deux cohortes distinctes. Ces derniers ont répondu aux protocoles d'entrevue une fois par année. D'une année à l'autre, les mêmes mesures, à quelques détails près, étaient colligées, à l'exception du QI qui n'a été mesuré qu'à la première année de chaque cohorte. À l'aide de ces données recueillies, des analyses de régression logistique ont été effectuées. Résultats. Les analyses permettent de confirmer que les variables prédictrices utilisées contribuent à prédire le décrochage scolaire. Cependant, les résultats suggèrent que les relations élève-enseignants ont un apport non significatif au modèle de prédiction. Conclusion. Ces deux variables ne modèrent donc pas le lien entre le QI et le décrochage scolaire dans cette étude.

Mots-clés

Décrochage scolaire, quotient intellectuel, relation élève-enseignants, adolescents, milieu défavorisé

Abstract

Context. In Quebec, dropping out of school is a major problem because it tend to lead to important consequences and for its higher prevalence in comparison with other Canadian provinces. It is therefore important to study the phenomenon, to understand the factors of protection and vulnerability in order to allow a greater proportion of students to obtain their secondary school diploma. Objective. According to previous studies, a low intelligence quotient (IQ) is an important risk factor of school dropout. The purpose of this study is to investigate the moderating effect of the student-teacher relationship on the relation between the IQ and the high school dropout for adolescents. Method. This project is a secondary analysis from the SIAA (Stratégie d'Intervention Agir Autrement) study who's main objective was to assess the impact of SIAA implementation on student achievement and the ability of schools to provide optimal education. During this project, a significant amount of information was measured according to a prospective longitudinal estimate. The data collection was conducted over a seven-year period with high school students in two distinct cohorts. Students responded to the interview protocols once a year. The same measures, with few minor differences, were compiled except for the IQ which was only measured the first year of each cohort. Using this data, logistic regression analyzes were performed. Results. The analysis confirm that the predictive variables used help in predicting school dropout. However, the results suggest that warm or conflicting student-teacher relationships have an insignificant contribution to the prediction model. Conclusion. These two variables do not moderate the link between IQ and school dropout in this study.

Mots-clés

School dropout, intelligence quotient, student-teachers relationship, adolescence, disadvantaged school

Table des matières

| Résumé structuré | 2 |
|---|----|
| Abstract | 3 |
| Liste des tableaux | 6 |
| Liste des figures | 7 |
| Liste des abréviations | 8 |
| Remerciements | 9 |
| Contexte général | 10 |
| Décrochage scolaire : définition et prévalence | 11 |
| Modèles théoriques du décrochage scolaire | 12 |
| Modèle de Tinto. | 12 |
| Facteurs de risque et de protection selon le modèle de Janosz | 13 |
| Relations avec les enseignants et relations avec les pairs | 14 |
| Intelligence, réussite scolaire et décrochage | 15 |
| Relation élève-enseignants | 17 |
| La présente étude | 19 |
| Objectif de recherche | 19 |
| Hypothèse | 20 |
| Méthode | 20 |
| Procédure et participants | 20 |
| Mesures | 22 |
| Variables contrôles | 22 |
| Variable prédictrice | 23 |
| Variable modératrice. | 23 |
| Variable critère | 24 |
| Stratégie analytique | 25 |
| Résultats | 27 |
| Exploration des données et vérification des postulats | 27 |

| Adéquation des modèles | 32 |
|---|----|
| Effets simples des prédicteurs | 38 |
| Discussion et conclusion | 43 |
| Prédicteurs | 43 |
| Relations chaleureuses et conflictuelles avec les enseignants | 44 |
| Implications de l'étude | 46 |
| Forces et limites de la présente étude | 47 |
| Études futures | 48 |
| Références | 50 |

Liste des tableaux

| Tableau I | Matrice des corrélations entre les prédicteurs et la variable critère |
|-------------|--|
| Tableau II | Indices d'adéquation des modèles de la première régression logistique (relation |
| | chaleureuses avec les enseignants) |
| Tableau III | Indices d'adéquation des modèles de la deuxième régression logistique (relation |
| | conflictuelles avec les enseignants) |
| Tableau IV | Résultats du modèle de régression logistique final 1 (relations chaleureuses ave |
| | les enseignants)4 |
| Tableau V | Résultats du modèle de régression logistique final 2 (relations conflictuelles ave |
| | les enseignants)4 |

Liste des figures

| Figure 1 | Saháma aanaa | ntual da l'ah | iantif da ranharah | e | 1 (|
|-----------|--------------|---------------|--------------------|---|-----|
| rigule 1. | Schema conce | piuei de 100 | jedin de redherdh | ┖ | 17 |

Liste des abréviations

- GRES: Groupe de Recherche sur les Environnements Scolaires
- IMSE: Indice de milieu socio-économique
- MELS: Ministère de l'Éducation du Loisir et du Sport
- MCMC: Monte Carlo par chaînes de Markov
- QES: Questionnaire sur l'environnement socioéducatif
- QI: Quotient intellectuel
- R²: Pseudo-Corrélation multiple au carré
- SIAA: Stratégie d'Intervention Agir Autrement
- SPSS: Statistical Package for the Social Sciences
- SSÉ: Statut socioéconomique

Remerciements

J'aimerais d'abord remercier mon directeur, Serge Larivée, de m'avoir soutenu dans mes démarches tout au long de mon parcours, ainsi que dans mes futurs projets. Merci de m'avoir montré cette constante confiance en mes capacités et d'avoir été aussi rapide dans la révision et la correction des différentes parties de mon mémoire. Merci d'avoir été aussi disponible pour m'aider à tout moment.

J'aimerais aussi remercier les professeurs du département de psychoéducation qui m'ont permis de développer mes habiletés pendant mon parcours et qui m'ont beaucoup aidée à rédiger ce mémoire. Je voudrais remercier particulièrement Frank Vitaro, qui non seulement nous a très bien guidé pendant le cours de méthodologie, mais qui a également su nous partager une partie de sa passion, ainsi qu'Isabelle Archambault, pour son expertise en statistiques, très bien transmise lors du cours de méthodes quantitatives et pour ses précieux conseils pour mon mémoire. Je souligne également le soutien d'Élizabeth Olivier, pour ses conseils lors du même cours.

Je voudrais aussi remercier Michel Janosz, qui m'a permis d'utiliser les données récoltées dans le cadre de l'étude Stratégie d'Intervention Agir Autrement, ainsi que ses collègues du GRES, qui ont beaucoup travaillé pour que je puisse les utiliser.

Enfin voudrais également remercier particulièrement mes proches, qui m'ont apporté un soutien hors du commun pendant les dernières années. Merci à ma précieuse famille, parents et fratrie, de m'avoir autant encouragée et aidée, chacun à leur façon. Mon parcours aurait été bien plus ardu sans leur présence et tout leur soutien. Merci à mes camarades, mes chers amis chez qui j'ai toujours trouvé encouragements, conseils et soutien, ainsi qu'à mon amie de longue date, sur qui je peux toujours compter.

Contexte général

Au Québec, l'abandon scolaire représente un problème important en raison des conséquences que cela engendre pour l'individu ainsi que la société (Conseil Canadien sur l'Apprentissage, 2005; 2009). Il est donc important d'étudier le phénomène, d'en comprendre les facteurs de protection et de vulnérabilité, afin permettre à une plus grande proportion d'élèves d'obtenir leur diplôme d'études secondaires. Grâce aux nombreuses recherches sur le sujet depuis plusieurs dizaines d'années, les facteurs reliés au décrochage scolaire sont de mieux en mieux connus et compris. À cet égard, plusieurs études suggèrent qu'un faible quotient intellectuel (QI) représente un facteur de risque important d'abandon scolaire (Bergman, Corovic, Ferrer-Wreder et Modig, 2014; Janosz, 2000; Leclerc, Larivée, Archambault et Janosz, 2010; Zettergren et Bergman, 2014). Toutefois, c'est un facteur sur lequel il est difficile d'intervenir, le QI demeure relativement stable à partir de 7 ans (Larivée, 2008; Mackintosh, 2004; Moffitt, Caspi, Harkness et Silva, 1993). Il est d'autant plus important d'étudier les facteurs d'influence qui pourraient y être associés, afin de mieux comprendre de quelle façon il est possible d'aider les élèves présentant un faible QI à terminer leur scolarité secondaire. Plusieurs modèles théoriques et études récentes suggèrent que la relation entre les élèves et leurs enseignants constitue un facteur de protection potentiellement important (Allen, Gregory, Mikami, Lun et Pianta, 2013; Davis, 2006; Fallu et Janosz, 2003; Lacroix et Potvin, 2009; Poirier, Lessard, Fortin et Yergeau, 2013; Tinto, 1975). Dans cette étude, la relation élève-enseignant sera étudiée en tant que variable modératrice de la relation entre le QI d'un élève et le décrochage scolaire.

Décrochage scolaire : définition et prévalence

Les données relatives aux enquêtes gouvernementales ont été utilisées pour faire le portrait du taux de diplômés de niveau secondaire du Québec. La définition du décrochage scolaire utilisée est la définition officielle proposée par le Ministère de l'Éducation du Loisir et du Sport (MELS). Cette définition implique une très brève description des taux calculés:

Les « décrocheurs » sont des personnes qui n'ont pas de diplôme du secondaire et qui ne fréquentent pas l'école. [...] Cette statistique mesure aussi exactement que possible la proportion de décrocheurs à un âge donné, à savoir la proportion, par rapport à la population totale, des personnes qui ne sont ni diplômées du secondaire, ni présentes dans le système scolaire. Tel qu'il est calculé dans les Indicateurs de l'éducation, le taux de décrochage s'exprime toujours en fonction de l'âge, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de taux unique pour l'ensemble de la population du Québec mais plutôt une série de taux : le taux de décrochage à 16 ans, à 17 ans, à 24 ans, à 30 ans, etc. (Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport, 2003).

Lors des années 1990-1993, le taux de décrochage scolaire au Québec était le quatrième plus élevé au Canada, derrière Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Édouard et la Nouvelle-Écosse. En 2012, occupait le premier rang du taux de décrochage scolaire au Canada. Ce taux diminue à un rythme plus lent que dans les autres provinces (Statistiques Canada, 2012; cité par le Ministère de l'Emploi et du Développement Social du Canada, 2014). Selon les données gouvernementales fédérales, 11,5 % des hommes et 6,2 % des femmes du Québec de 25 à 34 ans n'ont pas de diplôme d'étude secondaires. Chez les hommes, cela représente le taux le plus élevé parmi toutes les provinces du pays. Chez les femmes, ce taux se classe au troisième rang le plus élevé au Canada (Statistiques Canada, 2017). Les données provinciales permettent de constater avec plus de précision la diminution du taux de décrochage scolaire au Québec depuis les 15 dernières années: alors qu'il était de 21,9 % en 1999, il a été évalué à 14,1 % en 2014. Sa décroissance est plus importante depuis les années 2007-2008: le taux a diminué de 6,2% en 6 ans (MELS, 2015). Le taux de décrochage scolaire des garçons n'a pratiquement pas cessé de diminuer de façon relativement importante depuis les années 2002-2003, passant de 28,6% à 17,4 % en 2013-2014. Cela représente une diminution du taux de décrochage de presque 1% de plus par année. La diminution du taux de décrochage des filles a été plus faible, ayant passé de 16,5% à 11% durant la même période. Bien qu'une différence entre les garçons et les filles persiste, l'écart entre le taux de décrochage scolaire selon le sexe s'est réduit. Ainsi, cet écart s'élevait à environ 11 % de 1999 à 2006 alors que les dernières données (2014)

indiquent une différence de 6,4 % (MELS, 2015). Il est difficile d'établir un portrait des facteurs ayant influencé cette diminution. Une méta-analyse a été effectuée par le MELS en 2009. Celle-ci a étudié les articles d'évaluation de programmes de prévention du décrochage scolaire au Québec et au Canada publiés de 1990 à 2001 (Abrami et al., 2008), soit avant que la réduction du taux de décrochage scolaire mentionnée ci-haut ait lieu. Les variables associées au climat scolaire, ne font partie que de 3% des programmes évalués pendant cette période. Une nouvelle étude de recension des programmes de prévention du décrochage scolaire au Québec serait de mise.

Le fait de ne pas terminer sa scolarité au niveau secondaire risque d'entraîner des conséquences négatives tout au long de la vie d'un individu. Par exemple, les élèves ayant abandonné l'école avant la fin de leurs études secondaires risquent d'avoir davantage de problèmes de santé physique et mentale, ont plus tendance à recourir à des services d'aide sociale (42,7% de ceux qui en bénéficient), présentent un taux d'incarcération plus élevé, un taux de chômage plus important ainsi qu'un revenu plus faible. Cela engendre donc un coût élevé pour la société (Conseil canadien sur l'apprentissage, 2005; 2009). L'échec scolaire risque également d'exacerber la consommation de drogues et les comportements antisociaux (Hawkins, Catalano et Miller, 1992; MELS, 2008).En outre, le rendement scolaire est considéré comme un facteur de protection contre plusieurs difficultés telles l'adversité sociale (Rutter, 1985) et la délinquance (Fergusson, Vitaro, Wanner et Brengen, 2007; MELS, 2008).

Modèles théoriques du décrochage scolaire

Dans cette section, trois modèles théoriques seront présentés. Dans le premier, le modèle de Tinto (1975), il est question de la relation élève-enseignant et de son influence sur l'abandon scolaire. Le deuxième, le modèle de Janosz (2000), divise les facteurs de risque et de protection du décrochage scolaire connus en quatre catégories. Le troisième modèle (Howes, Hamilton et Matheson, 1994) présente l'association entre la relation élève-enseignant et la relation de l'élève avec ses pairs.

Modèle de Tinto. Quelques auteurs ont développé des modèles sur le décrochage scolaire, mais peu d'entre eux l'ont relié au QI ainsi qu'à la relation entre l'élève et l'enseignant. Tinto (1975) a développé un modèle intéressant impliquant ces deux variables. Selon lui, le

décrochage scolaire est surtout relié, sans surprises, à la performance scolaire, elle-même reliée à des facteurs personnels ainsi que des facteurs externes. Ainsi, pour que l'élève n'abandonne pas l'école, il faut que l'ensemble des deux types de facteurs atteigne un niveau minimal. Les facteurs internes sont en autres l'intelligence de l'élève, son rendement académique et son engagement scolaire. Parmi les facteurs externes sont inclus l'implication de l'élève dans les activités sociales (intégration des pairs), l'intégration du milieu, mais surtout les caractéristiques du milieu, dont au premier chef la relation entre l'élève et l'enseignant. Ce dernier facteur joue un rôle relativement significatif, surtout pour les élèves qui sont plus à risque de décrocher (facteurs internes). En fait, si un élève est déjà très engagé au niveau académique, une relation négative avec ses enseignants n'augmentera pas nécessairement de façon significative le risque qu'il abandonne l'école. La qualité de sa relation avec le corps professoral peut donc teinter son expérience, sans être un facteur déterminant de sa réussite scolaire. Par contre, si l'élève présente déjà des facteurs personnels faibles, les caractéristiques institutionnelles reliées à l'enseignement peuvent avoir un impact relativement important sur sa décision de persister à l'école ou d'abandonner (Tinto, 1975). Sans mesurer directement l'effet d'interaction entre l'intelligence et la relation élève-enseignant avec le décrochage scolaire, ce modèle suggère que les facteurs institutionnels, incluant la relation élèveenseignant, peut modérer la relation positive entre le QI d'un élève et le décrochage scolaire.

Facteurs de risque et de protection selon le modèle de Janosz. Les principaux facteurs de risque du décrochage scolaire ont été divisés en quatre catégories par Janosz (2000) : institutionnels, familiaux, interpersonnels et individuels. Les études de nombreux chercheurs appuient différents éléments de ce modèle. Les facteurs institutionnels regroupent la taille de l'école (nombre d'élèves), la communication école-parents (Janosz, 2000), le climat social et éducatif, ainsi que les pratiques éducatives comme les modalités pédagogiques utilisées, les méthodes de gestion de classe, les systèmes d'encadrement et de reconnaissance et l'attitude de l'enseignant (Fortin, Marcotte, Diallo, Potvin et Royer, 2013; Gottfredson, Gottfredson et Hybl, 1993; Janosz, 2000). Les facteurs familiaux comprennent le statut matrimonial des parents, leur niveau d'études, le système d'encadrement établit à la maison, le nombre d'enfants dans la famille, l'implication et la valorisation scolaire de la part des parents (Janosz, 2000), le statut socio-économique, la qualité de la communication dans la famille,

ainsi que la présence de rapports chaleureux entre les parents et l'enfant (Fortin et al., 2013; Janosz, 2000). Les facteurs de risque interpersonnels sont l'isolement, le rejet par les pairs, l'affiliation à des pairs décrocheurs, une loyauté plus importante aux pairs qu'aux parents, ainsi que des relations négatives ou conflictuelles avec le personnel scolaire, incluant les enseignants (Janosz, 2000). Ces dernières variables semblent jouer un rôle important par rapport au décrochage scolaire. Les facteurs individuels incluent le sexe, l'échec et le retard scolaire, une faible motivation et une faible compétence scolaire (Fortin, et al., 2013; Janosz, 2000), de faibles aspirations scolaires, des difficultés d'ordre disciplinaires et agressives, un faible investissement scolaire, des comportements liés à l'absentéisme, la consommation de tabac et de psychotropes, le flânage, les conduites déviantes, la fréquentation des membres du sexe opposé, ainsi que le fait d'avoir un enfant. S'ajoutent à cela une faible estime de soi, une tendance à somatiser, une attribution externe du contrôle des évènements, ainsi que davantage d'affects négatifs (Janosz, 2000). Idéalement, ces aspects devraient donc être inclus parmi les variables étudiées ou contrôlées dans les études sur le décrochage scolaire. Selon Fallu et Janosz (2003), on accorde de plus en plus d'importance non seulement à l'influence des pairs, mais aussi aux caractéristiques du contexte scolaire, plus particulièrement à la relation élèveenseignant. Une variable associée à l'influence scolaire des pairs fera donc partie de notre modèle de recherche.

Relations avec les enseignants et relations avec les pairs. Howes, Hamilton et Matheson (1994) ont développé un modèle dans lequel les relations des élèves avec les enseignants et celles avec les pairs sont mises en relation. Selon eux, le type de relation qu'ont les élèves avec leurs enseignants, surtout à un jeune âge, influence celles qu'ils auront avec leurs pairs. Ainsi, lorsque les élèves ont des relations positives avec ces adultes, ils auront tendance à avoir de meilleures habiletés de socialisation et de résolution de problèmes interpersonnels avec leurs camarades. Ce faisant, ils risquent d'avoir des amis présentant également de meilleures habiletés sociales, et donc différentes caractéristiques, d'où l'importance d'inclure les pairs lors des études associées aux relations élèves-enseignants. Cela suggère que non seulement la relation élève-enseignant peut avoir un impact sur le décrochage scolaire tel que discuté plus haut, mais également sur les relations avec les pairs en contexte

scolaire, d'où l'importance d'inclure dans cette étude une variable contrôle associée aux pairs à l'école.

Dans les études énumérées ci-haut, on s'intéresse peu aux effets d'interaction entre les variables associées au décrochage scolaire. Pourtant, le nombre de variables qui semblent reliées au décrochage scolaire est tellement élevé qu'il est fort probable qu'elles interagissent entre elles. D'ailleurs, les études qui ont testé ce genre d'effet présentent généralement des résultats intéressants, tel que le modèle de Tinto (1975) présenté précédemment.

Intelligence, réussite scolaire et décrochage

Les définitions de l'intelligence varient légèrement d'une source à l'autre, où certaines impliquent des fonctions cérébrales plus générales et abstraites, alors que d'autres sont plus restrictives. Ici, l'objectif est de l'utiliser de façon appliquée au contexte scolaire. Ne tenant pas compte des émotions et d'autres fonctions plus abstraites, une définition plus restrictive a été sélectionnée. Dans ce contexte, l'intelligence est donc l'« Ensemble des aptitudes cognitives ou intellectuelles requises permettant d'acquérir des connaissances et l'utilisation de ces connaissances de façon efficace pour résoudre les problèmes dont l'objectif et la structure sont bien définis » (Resing et Drenth, 2007 cité dans 123test, 2016). En outre, c'est une définition qui s'apparente à celle que l'on retrouve dans le rapport descriptif de la variable du QI utilisée dans l'étude de la SIAA (Janosz et al., 2010). Enfin, une définition semblable été élaborée et approuvée par 52 chercheurs. La déclaration des 52 suggère que 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, 1994; Larivée et Gagné, 2006).

L'intelligence peut être mesurée à l'aide de plusieurs outils d'évaluation dont les Matrices progressives de Raven, qui est un test non-verbal de raisonnement abstrait (Larivée, 2007; Raven, 2000) considéré comme une des meilleures mesures du facteur « g » (Mackintosh, 2004; Raven, 2000). En outre, ce test n'est pas influencé par les caractéristiques culturelles et socioéconomiques d'un individu (Raven, 2000). Le facteur g réfère à l'aptitude intellectuelle générale, ou « l'intelligence générale », ce qui signifie qu'il sous-tend l'effort intellectuel d'une

personne, un prédicteur important de la réussite scolaire d'un jeune (Gottfredson, 1997; Spearman 1904).

Certains auteurs considèrent maintenant que le QI fait partie des caractéristiques descriptives générales d'un individu. Il est entre autres éléments associé au niveau d'études atteint, au type d'emploi occupé à l'âge adulte, au potentiel de rétablissement à certains problèmes de santé, à la résilience et au bien-être général (Gottfredson et Saklofske, 2009). Le QI devient relativement stable vers sept ans (Larivée, 2008; Mackintosh, 2004; Moffitt et al., 1993). Sa stabilité est plus importante chez les enfants ayant un faible QI que ceux ayant un QI moyen ou élevé, selon une étude longitudinale effectuée auprès de sujets allemands de 4 à 23 ans (Schneider, Niklas et Schmiedeler, 2014). Le QI et le rendement scolaire sont significativement corrélés (généralement entre 0,5 et 0,6). Lorsqu'on contrôle le QI, la force de la relation entre le rendement scolaire et d'autres variables diminue significativement, comme c'est le cas du statut socio-économique, de la personnalité, des conduites adaptatives ainsi que de la motivation à l'école (Leclerc, Larivée, Archambault et Janosz, 2010). En outre, selon Janosz (2000), les habiletés intellectuelles représentent un des facteurs de risque individuels les plus importants du décrochage scolaire. Romi et Marom (2007) ont également observé un QI significativement plus faible chez les adolescents délinquants ayant décroché que chez les non délinquants suivant un parcours scolaire régulier. Deux études longitudinales suédoises (Bergman, Corovic, Ferrer-Wreder et Modig, 2014; Zettergren et Bergman, 2014) ont aussi présenté des résultats où on observe une forte relation entre le QI et le rendement scolaire. Après avoir colligé des données auprès d'individus suédois, de l'âge de 10 ans jusqu'à la quarantaine, elles s'accordent pour affirmer que cette relation démontre la plus forte corrélation parmi les autres variables utilisées dans leur étude.

Chamorro-Premuzic et Furnham (2006) ont mené une étude dans laquelle l'intelligence perçue par un individu et sa confiance en ses capacités aurait une influence significative sur le rendement scolaire, au delà de son QI réel. En outre, la confiance d'un élève en ses habiletés est influencée par la qualité de la relation avec ses enseignants (Hamre et al., 2013). Ainsi, un élève aurait un plus grand sentiment de compétence, ainsi qu'un niveau de motivation plus élevé lorsqu'il perçoit une relation positive avec ses enseignants.

Relation élève-enseignants

Selon plusieurs auteurs, la relation entre un élève et ses enseignants représente un facteur étroitement lié au décrochage scolaire (Poirier, Lessard, Fortin et Yergeau, 2013). Lacroix et Potvin (2009) précisent que certaines caractéristiques de l'enseignant, dont une faible implication, un faible soutien ainsi qu'un manque de disponibilité auprès de ses élèves sont souvent associées à une augmentation du risque de décrochage scolaire. Ces caractéristiques négatives représentent un facteur de risque davantage associé aux garçons qu'aux filles (Fortin, Royer, Potvin, Marcotte, et Yergeau 2004). En outre, le fait d'adopter une perception ou un comportement négatif similaire envers ses enseignants est un facteur de risque du décrochage scolaire plus important pour les garçons (Lessard, Fortin, Joly, Royer et Blaya, 2004). On aura compris que des relations négatives élève-enseignant est un facteur de risque plus important chez les élèves à risque de décrochage scolaire que les élèves non à risque (Tinto, 1975). Allen et al. (2013) ajoutent que la sensibilité et la disponibilité de l'enseignant, ainsi qu'un climat de classe positif (chaleur et sentiment de solidarité dans la classe) sont significativement reliés à un meilleur rendement scolaire. Par contre, cette étude n'a pas contrôlé le niveau de QI des élèves. Plus précisément, des relations chaleureuses élèveenseignant représentent un facteur de protection plus important pour des élèves à risque de décrochage scolaire que pour les élèves non à risque (Fallu et Janosz, 2003). Selon l'étude de Davis (2006), les élèves qui ont une perception positive de leurs relations avec leurs enseignants tendent à présenter un niveau de motivation supérieur et à recevoir un score d'habiletés académiques plus élevé par leurs enseignants que les élèves qui ont une perception plus négative de ces relations. En fait, des schèmes relationnels élève-enseignant positifs auraient un effet direct sur le comportement de l'élève en classe, de sa motivation scolaire ainsi que de sa perception de la qualité de sa relation avec chaque enseignant. Plusieurs auteurs soulignent la haute importance de la motivation des élèves face à la persévérance scolaire (Fan et Wolters, 2014; Vallerand, Fortier et Guay, 1997). Selon Fan et Wolters (2014), la motivation d'un élève à terminer sa scolarité est plus importante que sa confiance en ses habiletés et son rendement académique. Ces auteurs suggèrent que pour prévenir le décrochage scolaire, il est important de centrer l'intervention sur la motivation académique d'un élève et de miser, entre autres, sur le développement une attitude chaleureuse et de soutien de la part des enseignants. Ces attitudes feraient partie des facteurs d'influence de la motivation du jeune. L'importance de la perception d'un élève de ses relations avec ses enseignants face à la motivation scolaire a également été observée par Vallerand et al. (1997). Selon leur étude, une relation positive avec ses enseignants, où l'élève se sent supporté, augmente non seulement sa motivation scolaire, mais aussi son sentiment de compétence académique. Ainsi, puisqu'il y a une forte association entre le rendement scolaire et le QI, nous pouvons supposer que si la motivation peut avoir un impact sur le décrochage scolaire au delà du rendement d'un élève, il est possible que la même relation existe avec le QI.

Pianta a également mené plusieurs études dont la centration est la relation élèveenseignant. L'une d'entre elles suggère d'ailleurs que la qualité de cette relation est directement associée au rendement académique d'un élève à la fin d'une année scolaire (Allen et al., 2013). En fait, après avoir contrôlé plusieurs variables démographiques des élèves et des enseignants, le rendement scolaire de plusieurs élèves à différents niveaux académiques du secondaire ont été mesurés au début et à la fin d'une année. Ces mesures ont entre autres éléments été associées à la qualité de la relation élève-enseignant. Dans leurs conclusions, les auteurs mentionnent que la relation élève-enseignement serait un élément clé de l'apprentissage des élèves du secondaire. L'étude menée par Fallu et Janosz (2003) suggère également qu'une relation positive entre un élève et ses enseignants constitue un facteur de protection contre le décrochage scolaire plus important chez les élèves éprouvant des difficultés académiques que ceux qui n'en présentent pas. Ainsi, la qualité des relations entre l'élève et ses enseignants aurait une influence plus importante chez les élèves qui sont à risque de dérocher que chez leurs camarades qui ne le sont pas. Parmi les variables contrôles, ces auteurs ont inclut les aptitudes intellectuelles des élèves. Les résultats de cette étude suggèrent donc la possibilité que la relation élève-enseignant puisse avoir une influence positive sur la réussite scolaires des élèves et ce, au delà de leur QI.

Plusieurs études suggèrent l'importance de la *perception* de l'élève de sa relation avec ses enseignants plutôt que des caractéristiques objectives de celle-ci. Cette perception positive ou négative représenterait donc un facteur d'influence important sur sa motivation/confiance,

lui permettant à l'élève de persévérer pendant son cheminement scolaire (Davis, 2006; Rousseau, Deslandes et Fournier, 2009; Vallerand et al., 1997).

La présente étude

Puisqu'il est établit que le QI est relativement stable à partir de 7 ans et qu'il représente un facteur important de la réussite scolaire, il est important de tenter d'identifier des facteurs modérateurs qui pourraient diminuer les effets du QI sur les risques de décrocher. Depuis plusieurs années, différents chercheurs incluent la relation élève-enseignant dans leurs variables prédictives, mais il semble que peu d'entre elles la relient directement au QI. Puisque cette relation semble jouer un rôle protecteur face au décrochage scolaire, il serait intéressant de vérifier si son effet s'étend jusqu'à la modération de la relation entre le QI et le décrochage scolaire.

Objectif de recherche

L'objectif de cette étude est donc de déterminer si la qualité de la relation entre l'élève et ses enseignants (perçue par l'élève) permet de modérer le lien entre le quotient intellectuel et le décrochage scolaire de façon prospective (voir Figure 1), au delà de l'influence connue de certaines autres variables. Ces dernières sont le sexe de l'élève, l'âge, le rendement scolaire en français et en mathématiques ainsi que l'investissement scolaire positif et négatif des amis.

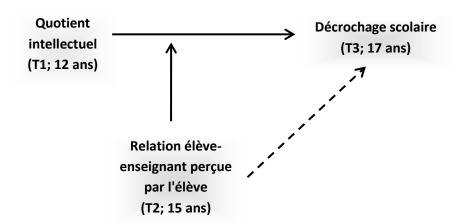


Figure 1. Schéma conceptuel de l'objectif de recherche

Hypothèse

L'hypothèse de cette recherche suggère que la relation élève-enseignant modère négativement l'association entre le QI et le décrochage scolaire; conséquemment, un élève a plus de chances d'obtenir son diplôme d'études secondaires lorsqu'il a une relation positive avec ses enseignants, même s'il présente un QI faible.

La relation élève-enseignant sera analysée lors du deuxième temps de mesure, lorsque les jeunes avaient 15 ans (secondaire 3). Lors de cette mesure, pratiquement aucun élève n'aura encore eu la possibilité de décrocher, n'ayant pas encore atteint l'âge légal pour le faire (16 ans). L'objectif est donc d'avoir une mesure du plus grand nombre d'élèves possible tout en utilisant un temps de mesure rapproché de celui de la variable dépendante.

Méthode

Procédure et participants

Les données proviennent de l'étude Stratégie d'Intervention Agir Autrement (SIAA) (Janosz et al., 2010), dont le principal objectif était d'évaluer l'effet de la mise en œuvre de la SIAA sur la réussite des élèves ainsi que de la capacité des écoles à leur offrir une éducation optimale. Selon les chercheurs, le taux de réussite des élèves ne peut augmenter que si le niveau du potentiel éducatif de leur école est plus élevé. Une importante quantité d'informations a donc été colligée lors de ce projet. Dans le cadre de ce mémoire, des analyses ont été effectuées à l'aide d'un sous-échantillon de ces données recueillies.

La collecte de données à été menée sur une période de sept ans inclusivement auprès d'élèves de niveau secondaire. Ces derniers ont répondu aux protocoles d'entrevue une fois par année. Ils font donc partie de deux cohortes, dont la première était en première année du secondaire en 2002 alors que la deuxième l'était en 2003. Les jeunes de la première cohorte ayant suivi un parcours continu et régulier ont achevé leur cinquième année du secondaire en 2007 et ceux de la deuxième cohorte, en 2008. L'échantillon compte 67 286 répondants provenant de 66 écoles présentant des caractéristiques très différentes. Toutes ces écoles réparties à travers le Québec se situent dans un milieu défavorisé dont l'Indice de Milieu Socio-Économique (IMSE) est de 8, 9 ou 10 (Janosz et al., 2010). L'IMSE est le seul critère de

sélection des écoles afin de permettre une meilleure généralisation dans une population de milieu socioéconomique comparable, qui a d'ailleurs été recalculé pour l'étude (Janosz, Bélanger, Dagenais, Bowen et Abrami, 2010). L'IMSE est mesurée à partir de deux variables reliées à l'échec scolaire: l'inactivité des parents et la sous-scolarisation maternelle. Ces données sont distribuées en ordre croissant, puis classées en rang décile de 1 à 10, où 1 représente les milieux les plus favorisés. L'IMSE d'une école est mesurée à l'aide de la moyenne des indices des jeunes qui y sont inscrits (MELS: Éducation et Enseignement supérieur, 2016).

L'information est en majorité auto-rapportée, sauf en ce qui a trait au décrochage scolaire qui provient des données gouvernementales officielles. Toutes les autres données ont été colligées à l'aide de questionnaires distribués chaque année dans les écoles par des enseignants et des auxiliaires de recherche ayant reçu une formation appropriée. Lors de ces périodes, les auxiliaires de recherche étaient presque toujours présents dans les écoles afin d'apporter du soutien au personnel scolaire et de s'assurer du bon déroulement de la passation. Ainsi, ce sont principalement les enseignants qui devaient expliquer les consignes et faire remplir les questionnaires par les élèves (Janosz et al., 2010). Une fois le formulaire de consentement signé par les élèves et leurs parents, les jeunes pouvaient compléter les questionnaires disponibles en formats papier et électronique pendant les heures de classes. Ils avaient entre 60 et 75 minutes pour y répondre. Il n'était pas possible de répondre au questionnaire de façon complètement anonyme, puisqu'il s'agissait d'une étude longitudinale. Toutefois, une attention particulière a été accordée à la confidentialité des réponses des sujets, leur attribuant un code d'identification afin de pouvoir associer les réponses d'un même élève d'une année à l'autre. Lorsqu'un jeune ne répondait pas aux questionnaires une année, l'équipe de recherche ne tentait pas de le relancer (Janosz et al., 2010).

L'échantillon spécifique utilisé dans la présente étude est un sous-échantillon qui regroupait initialement 5000 sujets sélectionnés de façon aléatoire à partir de la première cohorte d'élèves de l'échantillon total. Celui-ci est constitué de 2433 (48,7%) garçons et de 2567 (51,3%) filles. Cependant, 1220 sujets ont du être supprimés à cause de leur proportion trop élevée de données manquantes ou de l'absence de la variable critère. La variable critère est une donnée officielle du MELS et la raison pour laquelle elle est parfois manquante n'est

pas connue (déménagement à l'étranger, décès, hospitalisation importante, etc.). Le souséchantillon initial avait une proportion de données manquantes de 36,7%, alors que celle du sous-échantillon utilisé est de 21,7%. Le taux de décrochage scolaire était initialement de 26,7%, a été réduit à 21,2% après la suppression de données. La proportion de filles et de garçons demeure relativement la même.

Mesures

Variables contrôles.

Les variables contrôles ont été mesurées avec le questionnaire psychosocial sur l'intégration sociale et personnelle des élèves.

Sexe. Cette variable a été mesurée selon une codification numérique, où les garçons et les filles sont représenté par un chiffre différent (garçons = 1, filles = 2).

Investissement scolaire des amis. Cette variable a été mesurée à l'aide de deux échelles, l'une mesurant l'investissement scolaire positif des amis d'un élève et l'autre, leur investissement scolaire négatif. Les deux échelles ont été mesurées tout au long de l'étude, des années 1 à 6. La première est une échelle constituée de cinq items, de type Likert, comprenant quatre choix de réponse; « Faux », « Plutôt faux », « Plutôt vrai » et « Vrai ». L'alpha de Cronbach de cette échelle est de 0,778, ce qui respecte le seuil minimal établit par Pallant (2007).

La seconde échelle est composée de trois items, auxquels on peut répondre avec les mêmes choix de réponse que l'échelle précédente. Elle a également été mesurée pendant les années 1 à 6. L'alpha de Cronbach est cependant plus faible, soit de 0,661. Par contre, une échelle ayant un alpha plus faible que le seuil minimal établit peut parfois être accepté lorsque certaines caractéristiques sont présentes. Par exemple, lorsqu'une échelle est composée de peu d'items (moins de 10), il est parfois difficile d'obtenir un alpha de Cronbach respectant le seuil minimal demandé dans la littérature (0,7). Dans cette situation, une échelle dont la consistance interne présente un alpha plus faible que 0,7 est acceptable (Pallant, 2007).

Rendement scolaire. Cette variable est mesurée à l'aide de deux échelles, dont l'une mesure la moyenne des notes en français et l'autre en mathématiques. Les échelles sont constituées de 14 choix de réponse, qui représentent les résultats scolaires en pourcentage. Le

premier propose un intervalle de 0 à 35% et les intervalles suivants augmentent de 5% jusqu'à concurrence de 100% (« 36 à 40% », « 41 à 55% », [...], « 96 à 100% »). Les notes scolaires des élèves ont été mesurées à chaque année de l'étude. Cette échelle présente un alpha de Cronbach de 0,650, ce qui est plutôt faible, mais elle sera maintenue telle quelle.

Variable prédictrice.

Quotient intellectuel. Le QI des élèves est mesuré à l'aide des Matrices progressives de Raven (Raven, 2000; Raven, Raven, et Court, 2000), une mesure robuste de l'intelligence académique (Mackintosh, 2004). Il y a trois principales version de ce test, dont le *PM 38*, qui est la version généralement utilisée pour les adolescents et les adultes et avec laquelle le QI a été mesuré dans le cadre de l'étude de la SIAA. Cet outil est constitué de 60 items divisés en cinq sections, A, B, C, D et E, qui contiennent 12 items chacune. Le niveau de difficulté augmente d'un item à l'autre à l'intérieur de chaque section, ainsi que d'une section à l'autre. Les deux premières sections (A et B) sont constituées de six choix de réponse, alors que les trois sections suivantes (C, D et E) en ont huit. Un score total entre 1 et 60 est donc obtenu, selon le nombre de réponses choisies correctement. Une fois le test complété, ce score peut être positionné en rang centile, qui est ensuite divisé en cinq sections (Chartier et Loarer, 2008; Larivée, 2008).

Puisque le QI est relativement stable, une seule mesure est nécessaire. Celle-ci est prise au temps 1, soit vers 12 ans (secondaire 1). En outre, le fait de mesurer cette variable dès le début de l'étude permet d'obtenir l'information sur le plus grand nombre d'individus possible, car il ne peut pas encore y avoir eu d'attrition.

Variable modératrice.

Échelles des relations chaleureuses et conflictuelles élève-enseignant. La qualité de la relation élève-enseignant perçue par l'élève à été mesurée à l'aide du questionnaire psychosocial sur l'intégration sociale et personnelle. Ces échelles proviennent du *Student-Teacher Relationship Scale* (STRS), instrument développé à partir de 1991 (Pianta,1999), puis ajusté et normalisé en autres à l'aide des travaux de Pianta et Steinberg (1992). Ce questionnaire a été développé pour mesurer la qualité de la relation élève-enseignant au primaire selon la perception de l'enseignant. Selon Janosz et al. (2010), cet outil a ensuite été

traduit en français et adapté pour mesurer cette relation au niveau collégial, selon la perception de l'élève (Larose, Bernier, Soucy et Duchesne, 1999), créant ainsi le MARCT (*Measure of Affective Relationship with College Teacher*). Enfin, cet instrument a été modifié par Fallu et Janosz (2003) pour leurs travaux sur le décrochage scolaire. Ces derniers ont sélectionné et modifié deux des quatre sous-échelles proposées dans le MARCT et les ont mesurées séparément (relations chaleureuses et relations conflictuelles) pour des raisons méthodologiques. Ce sont donc ces dernières échelles qui ont été utilisées pour la collecte de données de la SIAA (Janosz et al., 2010).

Ainsi, la première de ces échelles, constituée de six items, mesure les relations chaleureuses avec les enseignants. La seconde échelle, constituée de sept items, mesure les relations conflictuelles entre l'élève et ses enseignants. Les élèves pouvaient répondre à l'aide d'une échelle de type Likert à cinq choix de réponse: « Pas du tout », « Pas vraiment », « Neutre/pas sûr », « Un peu » et « Beaucoup ». L'alpha de Cronbach des relations chaleureuses avec les enseignants est de 0.822 et celui de l'échelle des relations conflictuelles avec les enseignants est de 0.873. La consistance interne entre les items de chaque échelle est donc très adéquate, considérant que l'alpha de Cronbach (α) de celles-ci doit être au moins supérieur à 0.70, mais idéalement à 0.80 (Pallant, 2007).

Variable critère.

Décrochage scolaire. Cette variable est tirée des données officielles du MELS. Celle-ci mesure si l'élève est inscrit à l'école et s'il a obtenu un diplôme lors d'une année précise. Dans le cas contraire, il est considéré « décrocheur ». Il existe une mesure par année, jusqu'à l'an 6. Chaque mesure est cumulative, ce qui signifie qu'elle tient compte de tous les élèves, même ceux qui ont décroché une ou plusieurs années avant la prise de mesure.

Dans la présente étude, cette variable est mesurée au troisième temps de mesure, lorsque les élèves avaient 17-18 ans (secondaire 5). Cela permet d'avoir les données de tous les décrocheurs, les tardifs comme les précoces, sans tenir compte de ceux qui y sont retournés plus tard. En outre, le principal objectif pratique est d'évaluer ce qui peut diminuer le risque de décrochage, plutôt que ce qui peut amener un jeune à retourner à l'école. De plus, si on tient compte des élèves qui sont retournés à l'école plus tard, la relation élève-enseignant ne serait plus pertinente, car elle n'est pas nécessairement reliée au retour à l'école des jeunes.

Stratégie analytique

Le modèle présenté est composé de variables indépendantes continues, à l'exception de la variable sexe, qui est catégorielle, ainsi que de la variable dépendante, qui est catégorielle dichotomique. C'est un devis longitudinal où des données quantitatives sont utilisées. De ce fait, la régression logistique binaire hiérarchique a été utilisée pour analyser les données. Dans ce type d'analyse, on évalue la probabilité des sujets de faire partie d'un groupe ou l'autre de la variable dépendante. Il existe trois principales méthodes d'analyse de régression logistique, directe, séquentielle et automatisée (Desjardins, 2005). Dans cette étude, nous utilisons régression logistique séquentielle, car elle permet de spécifier l'ordre dans lequel les variables sont intégrées dans le modèle. Ainsi, les variables seront inclues dans l'analyse en différents « blocs », en commençant par intégrer les variables contrôles, puis la variable indépendante et en dernier, la variable modératrice, suivi de cette dernière en interaction avec la variable indépendante. Deux régressions seront effectuées avec différentes variables modératrices, selon les deux échelles mesurant la qualité des relations élèves-enseignants; l'échelle des relations chaleureuses avec les enseignants sera inclue dans la première régression et l'échelle des relations conflictuelles avec les enseignants sera inclue dans la deuxième. Les analyses seront menées selon un modèle explicatif, dont l'objectif est d'évaluer une ou plusieurs hypothèses et de les confirmer ou de les infirmer. Bien que ce soit le cas de plusieurs types d'analyse, la normalité des distributions et l'homogénéité des variances ne sont pas des conditions essentielles à l'utilisation de la régression logistique, surtout lorsqu'on utilise un grand échantillon (Desjardins, 2005).

Avant d'entamer les analyses principales, l'évaluation des données manquantes du souséchantillon a été effectué. Parmi les 5000 sujets, un nombre important présentait deux valeurs valides ou moins. Ils ont donc dû être supprimés, réduisant ainsi le sous-échantillon à 3870 sujets, où 21,7% des données sont manquantes. Les variables où ce pourcentage est plus élevé sont les échelles des relations chaleureuses et conflictuelles avec les enseignants, car elles ont été mesurées lors de la troisième année de l'étude, alors qu'une grève générale des enseignants était en cours au Québec. Afin de pallier au taux élevé d'attrition (21,4%), l'imputation multiple a été utilisée. Cette méthode réfère au fait de remplacer les valeurs manquantes d'un sujet par celles qu'il risque d'avoir répondu s'il l'avait fait, tout en tenant compte de l'incertitude de l'imputation. Puisque c'est 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). Ensuite, ces résultats sont analysés ensemble afin qu'une valeur valide soit sélectionnée pour remplacer la valeur absente (Association des statisticiennes et statisticiens du Québec, 2012). L'imputation multiple permet d'effectuer les analyses principales tout en réduisant les biais associés à l'absence de ces valeurs. En outre, contrairement à l'imputation simple, l'imputation multiple tient compte de la variabilité des valeurs prédites pour une donnée manquante (Little et Rubin, 2002), réduisant ainsi le biais des réponses estimées. Les données de cette étude ont donc été imputées à l'aide du programme Statistical Package for the Social Sciences (SPSS). Ce programme génère des valeurs possibles aux données manquantes en créant plusieurs fichiers de données complètes. Ces valeurs sont ensuite regroupées afin de créer un fichier contenant les données qui aurait été répondues par le sujet ayant répondu aux questionnaires selon les analyses de SPSS (IBM Knowledge Center, s.d.a). Dans cette étude, cinq fichiers d'imputation ont été créées pour générer les données utilisées dans les analyses. Selon Rubin (1987), deux ou trois imputations sont suffisantes pour estimer des données de façon valide lorsque l'échantillon est grand. À l'aide de ces fichiers, SPSS produit une moyenne des résultats obtenus dans les fichiers afin d'arriver à un résultat estimé, à l'aide de la méthode de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC). La MCMC utilise la régression logistique comme modèle univarié pour les variables catégorielles (IBM Knowledge Center, s.d.b). Une fois les données imputées, le taux de décrochage scolaire est toujours de 21,4 % et la proportion de filles et de garçons du souséchantillons demeurent pratiquement identique.

Ensuite, les deux aspects souhaitables, conditions qu'il est préférable, mais non obligatoires de respecter pour procéder à une régression logistique, ont été vérifiés à l'aide de SPSS. Ces aspects seront expliqués et évalués. Le respect des postulats relatifs à la régression logistique a ensuite été vérifié. Ceux-ci sont la dépendance et l'exhaustivité des catégories de la variable critère, la spécificité et parcimonie du modèle, le nombre de sujets par prédicteur, la multicolinéarité, l'indépendance des observations et erreurs de mesure ainsi que la linéarité du logit (Osborne, 2015).

Résultats

Exploration des données et vérification des postulats

Le premier aspect souhaitable, la normalité des distributions, n'est pas respecté selon les intervalles de confiance des distributions des données des différentes variables. Toutefois, tel que mentionné précédemment, cet aspect n'est pas conditionnel à la poursuite des analyses lorsqu'on a un grand échantillon (Desjardins, 2005). Il n'a pas été possible d'évaluer le deuxième aspect souhaitable, la linéarité des résidus, car le programme SPSS ne permet pas d'effectuer le test de Kolmogorov-Smirnov avec des fichiers d'imputation (imputation multiple).

Le deuxième aspect souhaitable à considérer concerne le tableau croisé constitué de la variable dépendante et des variables indépendantes catégorielles. La valeur de chaque cellule de la variable dépendante sur les variables indépendantes catégorielles doit être plus élevée que 1, et 20 % des cellules doivent avoir une valeur plus élevée que 5. Si tel est le cas, la puissance statistique sera supérieure. Puisque l'unique variable indépendante catégorielle est la variable contrôle « sexe », seules quatre valeurs sont à observer dans le tableau croisé, qui sont toutes supérieures à 5. Cet aspect souhaitable est donc respecté.

Le premier postulat d'indépendance et d'exhaustivité des catégories de la variable critère est respecté. Le deuxième postulat, celui de spécificité et de parcimonie, n'est pas respecté par toutes les variables. Celui-ci peut être vérifié à l'aide de la matrice des corrélations, où deux variables seraient potentiellement à enlever du modèle, le sexe et les relations chaleureuses avec les enseignants, car elles ne sont pas suffisamment corrélées avec la variable dépendante (voir Tableau 1). Puisque le sexe est une variable contrôle importante, elle sera maintenue dans le modèle. Quant à la deuxième variable, puisqu'elle est une des deux composantes principales de la variable modératrice, elle sera maintenue.

Tableau I

Matrice des corrélations entre les prédicteurs et la variable critère

| | | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|----|---|--------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|
| 1. | Sexe | ,049** | ,219** | -,118** | ,027** | -,143** | ,048** | -,099** |
| 2. | Rendement scolaire | - | ,187** | -,262** | ,066** | -,175** | ,378** | -,255** |
| 3. | Investissement scolaire positif des amis | | - | -,305** | ,166** | -,259** | ,099** | -,141** |
| 4. | Investissement scolaire négatif des amis | | | - | -,009 | ,188** | -,289** | ,290** |
| 5. | Relations chaleureuses avec les enseignants | | | | - | -,188** | ,011 | ,016* |
| 6. | Relations conflictuelles avec les enseignants | | | | | - | -,113** | ,132** |
| 7. | Matrices de Raven | | | | | | - | -,230** |
| 8. | Décrochage scolaire | | | | | | | - |

Note. * p < .05, ** p < .01, ***p < 0.001.

Par la suite, la statistique de Wald permet d'évaluer le postulat de spécificité et parcimonie, en vérifiant si l'ajout des différentes variables contribue de façon significative aux modèles de régression. Lorsque cette statistique a un niveau de signification adéquat, cela signifie que l'ajout de la variable dans le modèle permet de mieux prédire la variable critère (apport significatif de la variable) (Archambault, 2015).

Le modèle 1 regroupe seulement les variables contrôles, soit les variables sexe, rendement scolaire en français et en mathématiques, investissement scolaire positif des amis et investissement scolaire négatif des amis. Les seuils de signification de ces variables indiquent que seule la variable investissement scolaire positif des amis présente un apport non significatif (à p < 0.05) ou marginalement significatif (p < 0.10) sur le statut de décrocheur de l'individu dans presque tous les modèles des deux régressions. Cette variable a donc été retirée des analyses. Le modèle 2 inclut également la variable indépendante, soit le score aux Matrices de Raven. L'ajout de cette variable contribue également à prédire le statut de décrochage scolaire des sujets à l'étude. Dans le modèle 3, on ajoute une des échelles de la

variable modératrice, les relations chaleureuses avec les enseignants ou les relations conflictuelles avec les enseignants, qui ne contribuent pas de façon significative à prédire le statut de décrocheur des participants. La contribution au modèle de la première est marginalement significative alors que la contribution de la deuxième est nulle. Puisque ce sont les variables modératrices testées dans cette étude, elles ne seront pas retirées des analyses. Finalement, le modèle 4 inclut également l'interaction entre les relations chaleureuses ou conflictuelles des enseignants et le score aux Matrices de Raven. Cet ajout ne contribue pas à prédire la variable critère de façon significative. Enfin, les observations faites sur le pouvoir de prédiction de chaque variable dans les modèles des deux régressions indiquent clairement que la variable de l'investissement scolaire positif des amis n'apporte pas une contribution significative à la prédiction de la variable dépendante. Ces résultats ne sont pas tout à fait en accord avec les conclusions tirées de l'analyse de la matrice de corrélations de l'étape précédente, car la variable était suffisamment corrélée (r > 0,1, p < 0,05) avec la variable dépendante. Il était cependant attendu que la variable relations chaleureuses avec les enseignants ne contribuent pas à prédire le statut de décrocheur des individus, puisqu'elle n'était pas suffisamment corrélée (à r > 0,1, p < 0,1) avec la variable dépendante (Voir Tableau 1).

Finalement, certains résultats tirés de la littérature permettent également de vérifier ce postulat, en évaluant la pertinence de l'utilisation des variables contrôles sélectionnées dans cette étude. À cet égard, Janosz, Leblanc, Boulerice et Tremblay (1997) soulignent dans leur étude que le fait d'être un garçon représente en soi un facteur de risque au décrochage scolaire. Ainsi, puisqu'ils représentent la majorité des décrocheurs, il est important de maintenir cette variable dans le modèle et ce, même si elle ne semble pas corrélée à la variable dépendante dans la matrice des corrélations. Ces auteurs mentionnent également que les variables reliées à l'expérience scolaire font partie des meilleurs prédicteurs du décrochage scolaire, variables qui incluent le comportement des amis des élèves, tel leur investissement scolaire. Il est donc très pertinent de maintenir une variable reliée aux pairs des participants. Enfin, le rendement des élèves est un facteur important influençant le risque de décrochage scolaire, puisque la plupart des décrocheurs tendent à présenter un retard scolaire et un faible rendement académique

(Janosz et al., 1997). En somme, selon la théorie, les variables contrôles sélectionnées sont pertinentes et doivent être maintenues dans le modèle.

En conclusion, selon certains critères, le postulat de spécification et de parcimonie n'est pas entièrement respecté. Une variable, l'investissement scolaire positif des amis, a du être retirée et ne fera pas partie des analyses suivantes, n'apportant presque aucune contribution significative au modèle. Bien qu'elles soient maintenues dans les analyses les résultats des variables relations chaleureuses avec les enseignants et l'interaction entre les relations chaleureuses ou conflictuelles avec les enseignants et le score aux Matrices de Raven sont du même ordre. En outre, ces dernières n'ont pas présenté de contribution significative dans les différents modèles leur permettant d'inférer des résultats généralisables à la population d'intérêt. Bien qu'il serait recommandé de considérer le retrait de ces variables qui ne sont pas significatives dans le modèle final, la littérature appuie plutôt leur utilisation. Enfin, selon la matrice des corrélations, l'échelle des relations chaleureuses avec les enseignants n'a pas un coefficient de corrélation suffisamment élevé pour que le postulat soit respecté. À la lumière de ces informations, il n'est donc pas possible d'affirmer que ce postulat est entièrement respecté.

Le postulat du nombre de sujets par prédicteurs est également respecté. Le nombre minimal de participants requis est de 50 sujets par variable prédictrice, soit 350 (7*50), et il y en 3870 dans de sous-échantillon utilisé. De plus, puisque qu'aucune variable n'est corrélée à plus de 0,7 (p < 0,05), il n'y a aucun problème de multicolinéarité. Le quatrième postulat (multicolinéarité) est donc respecté.

Le postulat d'indépendance des observations et des erreurs de mesures réfère au fait que les observations provenant de chaque sujet de l'échantillon doivent être indépendantes entre elles. Il faut donc réduire le plus possible le nombre de caractéristiques communes entre les participants dans le but d'éviter que les mesures des uns soient influencés par celles des autres. Si ce postulat n'est pas respecté, l'inférence statistique peut être diminuée et il est plus difficile de généraliser les résultats. Il peut aussi augmenter le risque de l'erreur de type I. L'indépendance des observations et des erreurs de mesure peut être évaluée en analysant le devis de recherche (cueillette de données, mesures prises, échantillon). Le sous-échantillon de

cette étude provient d'écoles secondaires réparties dans toutes les provinces du Québec. Cela permet donc une meilleure indépendance entre les réponses des sujets, car il risque d'y avoir moins de facteurs communs entre eux (climat de l'école, personnel de l'école, etc.). Toutefois, les écoles ont été sélectionnées selon leur IMSE. La fréquentation d'une école défavorisée représente donc une caractéristique commune à tous les sujets. La généralisation des résultats est donc limitée aux milieux défavorisés où l'IMSE est de 8, 9 ou 10. En ce qui a trait à la méthode de cueillette de données, presque toutes les variables ont été mesurées à l'aide de questionnaires auto-administrés, à l'exception de la variable indépendante qui provient des données ministérielles. De plus, puisque que plusieurs variables mesurent des perceptions individuelles, l'utilisation de questionnaires est une méthode idéale pour la collecte de Cette méthode permet une meilleure indépendance des observations données. comparativement à l'utilisation d'autres méthodes comme l'observation ou l'entrevue, où l'expérimentateur lui-même est un facteur commun aux individus à l'étude. En outre les réponses des individus ne sont pas directement influencées par celles de leurs camarades. En somme, puisque les élèves proviennent d'un très grand nombre d'écoles réparties dans toute la province, il est possible de considérer que le sous-échantillon partage peu de caractéristiques communes et représente un diversité suffisante pour la question de recherche étudiée. Les résultats de cette étude ne sont cependant généralisables qu'à une population provenant de milieux socioéconomiques faibles. En tenant compte de ces informations, le postulat de l'indépendance des observations peut être considéré respecté, permettant une généralisation des résultats à une population spécifique (milieu socioéconomique faible).

Le dernier postulat est celui de linéarité du Logit, qui stipule qu'une relation linéaire doit exister entre les variables indépendantes et la transformation logarithmique de la variable dépendante (Archambault, 2015). Il peut être mesuré à l'aide du test de Hosmer-Lomeshow. Selon les données, il est non significatif dans le modèle final des deux régressions. Cependant, il est significatif dans le modèle 2 de chaque régression, ainsi que dans le modèle 3 de la deuxième régression (relations conflictuelles avec les enseignants). Selon le postulat, il ne devrait pas l'être. La probabilité de commettre une erreur de type II augmentée dans ces modèles (diminution du pouvoir de détecter une relation lorsqu'il y en a une). Ce postulat n'est donc pas respecté tout au long des analyses, sauf dans le modèle final.

Adéquation des modèles

La première régression logistique a été effectuée avec la variable modératrice, relations chaleureuses avec les enseignants. Le modèle 0 inclut les résultats de l'analyse avant d'y avoir intégré de variable indépendante. Le pourcentage de participants classés correctement dans ce modèle est de 78,6 % (voir Tableau 2). Puisque la majorité des individus de l'échantillon fait partie de la catégorie de non-décrocheurs, le logiciel SPSS a classifié tous les sujets dans cette même catégorie.

Dans le modèle 1, les résultats de l'analyse impliquent les variables contrôles, soit les variables sexe, rendement scolaire en français et en mathématiques et investissement scolaire négatif des amis. Dans ce modèle, le khi-carré du bloc (i.e. variables ajoutées dans le modèle) et du modèle en entier présentent la même valeur, soit 465,845 (ddl = 3, p < 0,001) (voir Tableau 2). Selon ces informations, le modèle a été en mesure de bien distinguer les nondécrocheurs des décrocheurs. Ces résultbats sont soutenus par ceux du test de Hosmer-Lemeshow, permettant d'affirmer l'adéquation du modèle 1. En effet, la valeur du khi-carré est de 16,583 (ddl = 8, p = 0,065). Ainsi, le niveau de signification a une valeur plus élevée que 0,05, ce qui soutient l'adéquation du modèle. Ensuite, le R carré de Nagelkerke (pseudo R²) indique que ce modèle explique 17,6 % (Nagelkerke pseudo R²) de la variance dans les deux groupes de la variable dépendante. Les résultats de deux tests supplémentaires peuvent être observés, soit le « -2 log de vraisemblance » (LL) et le « carré de Cox & Snell », qui ne peuvent être analysés que par comparaison d'un modèle à l'autre. De ce fait, ils seront interprétés à partir du deuxième modèle. Dans celui-ci, leurs valeurs sont respectivement de 385,063 et 0,057 (voir Tableau 2). Afin de conclure qu'un modèle est plus performant que le précédent, la valeur du -2 log de vraisemblance doit diminuer, donc celui du modèle 2 doit être inférieur à celui du modèle 1. Pour sa part, la valeur du carré de Cox & Snell doit être supérieure d'un modèle à l'autre. Une augmentation de sa valeur signifie que le modèle explique une portion de la variance supplémentaire par rapport au modèle précédent. Le premier modèle a été en mesure de classer correctement 79,4 % des sujets, représentant une augmentation de 0,8 % en comparaison au modèle de départ (voir Tableau 2). L'augmentation de celui-ci en comparaison au modèle précédent est très faible. En outre, alors que 96,8 % des individus non décrocheurs sont classés correctement, 15,3 % des sujets décrocheurs le sont

également. La valeur totale du ratio d'individus bien classés est donc due au nombre très élevé de sujets dans la première catégorie de la variable dépendante. Ainsi, malgré le fait que les autres tests affirment que le modère est discriminant, ces dernières informations suggèrent le contraire, soit que le modèle ne permet pas de bien discriminer les élèves non décrocheurs des élèves décrocheurs.

Les résultats de l'analyse du modèle 2 impliquent l'ajout de la variable prédictrice, score aux Matrices de Raven. Dans ce modèle, le khi-carré du bloc est de 39,529 (ddl = 1, p < 0.001), ce qui signifie que la nouvelle variable inclue dans le modèle contribue à ce dernier de façon significative. Le khi-carré du modèle en entier, quant à lui, est de 505,374 (ddl = 4, p < 0.001) (voir Tableau 2). Le modèle en entier demeure donc significatif, ce qui indique que théoriquement, il a été en mesure de bien distinguer les non-décrocheurs des décrocheurs. Ces résultats ne sont pas soutenus par ceux du test de Hosmer-Lemeshow, permettant d'affirmer l'adéquation du modèle 1. En effet, le khi-carré, 17,324 (ddl = 8, p < 0.05), est significatif, le modèle ne peut donc pas être considéré adéquat. Ensuite, le R carré de Nagelkerke (pseudo R²) indique que ce modèle explique 19,0 % de la variance dans les deux groupes de la variable dépendante. Le modèle 2 explique donc 1,4 % (Δ pseudo R^2 = 0,014) de variance supplémentaire par rapport au modèle précédent. Le résultat du -2 log de vraisemblance, est inférieur au précédent ($\Delta LL = 39,529$). Cela indique que ce deuxième modèle est plus performant que le premier. De plus, la valeur du carré de Cox & Snell augmente légèrement ($\Delta C\&S = 0.009$) ce qui appuie le fait que le nouveau modèle n'explique pas de variance supplémentaire. Enfin, le modèle a été en mesure de classer correctement 79,1 % des sujets, soit un pourcentage plus faible qu'au modèle précédent (voir Tableau 2). Toutefois, 15,9 % des décrocheurs sont classés correctement, ce qui représente une augmentation de 0,6 %. Encore une fois, malgré le fait que les premiers tests affirment que le modèle est discriminant, ces dernières informations suggère le contraire, soit que le modèle ne permet pas de bien discriminer les élèves non décrocheurs des élèves décrocheurs.

Les résultats de l'analyse du modèle 3 impliquent l'ajout une des échelle de la variable modératrice: le relations chaleureuses avec les enseignants. Dans ce modèle, le khi-carré du bloc est de 4,333 (ddl = 1, p = 0 070), ce qui signifie que la nouvelle variable inclue dans le modèle ne contribue pas à ce dernier de façon significative. Le khi-carré du modèle en entier,

quant à lui, est de 709,706 (ddl = 5, p < 0.001) (voir Tableau 2). Le modèle en entier demeure donc significatif, ce qui indique que théoriquement, 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, permettant d'affirmer l'adéquation du modèle 1. En effet, la valeur du khicarré est de 16,616 (ddl = 8, p = 0,053). Le niveau de signification ayant une valeur plus élevée que 0,05, le modèle peut être considéré adéquat. Ensuite, le carré de Nagelkerke (pseudo R²) indique que ce modèle explique 19,1 % de la variance dans les deux groupes de la variable dépendante, ce qui représente une augmentation de la variance expliquée de 0,1 %. Le résultat du -2 log de vraisemblance est inférieur à celui du modèle 2 ($\Delta LL = 4,333$), ce qui indique que le troisième modèle est plus performant que les précédents. La valeur du carré de Cox & Snell, quant à elle, est presque la même qu'aux modèles 1 et 2 ($\Delta C\&S = 0.001$). Ces résultats qui appuient le fait que le nouveau modèle n'explique pas de variance supplémentaire. Enfin, le modèle a été en mesure de classer correctement 79,0 % des sujets, soit presque le même pourcentage qu'aux modèles précédents (voir Tableau 2). De plus, 15,8% des décrocheurs ont été classés correctement, ce qui représente une diminution de 0,1 % par rapport au modèle précédent.

Les résultats de l'analyse du modèle 4 impliquent l'interaction entre les variables relations chaleureuses avec les enseignants et score aux Matrices de Raven. Dans ce modèle, le khi-carré du bloc est de 11,943 (ddl = 1, p < 0,05), ce qui signifie que la nouvelle variable inclue dans le modèle contribue à ce dernier de façon significative. Le khi-carré du modèle en entier, est de 517,316 (ddl = 5, p < 0,001) (voir Tableau 2). Le modèle en entier demeure donc significatif, il a donc été en mesure de bien distinguer les non-décrocheurs des décrocheurs. Ces résultats sont également soutenus par ceux du test de Hosmer-Lemeshow, permettant d'affirmer l'adéquation du modèle 4. En effet, la valeur du khi-carré est de 15,602 (ddl = 8, p = 0,056). Le niveau de signification ayant une valeur plus élevée que 0,05, le modèle peut être considéré adéquat. Ensuite, le R carré de Nagelkerke (pseudo R^2) indique que ce modèle n'explique aucune variance supplémentaire dans les deux groupes de la variable dépendante (voir Tableau 2). Le résultat du -2 log de vraisemblance est inférieur à celui du modèle 3 ($\Delta LL = 0,968$), ce qui indique que le troisième modèle est tout de même un peu plus performant que les précédents. La valeur du carré de Cox & Snell, quant à elle, est la même que celle du

modèle précédent. Encore une fois, ces analyses appuient le fait que le nouveau modèle n'explique pas de variance supplémentaire. Enfin, le modèle a été en mesure de classer correctement exactement le même pourcentage qu'au modèle précédent (voir Tableau 2). Cependant, 16,0 % des décrocheurs ont été classés correctement, ce qui représente une augmentation de 0,2 % par rapport au modèle précédent.

Tableau II

Indices d'adéquation des modèles de la première régression logistique (relations chaleureuses avec les enseignants)

| | Classification correcte (%) | | Sig. χ ² | | LL | Cox & Snell | R^2 |
|---|-----------------------------|-------|---------------------|--------|----------|----------------|-------|
| | Décrocheurs | Total | Bloc | Global | | | |
| Modèle 0 | ,0 | 78,6 | | | | | |
| Effets fixés à 0 | | | | | | | |
| Modèle I | 15,3 | 79,4 | ,000 | ,000 | 3552,360 | ,113 | ,176 |
| Variables contrôles | | | | | | | |
| Modèle 2 | 15,9 | 79,1 | ,000 | ,000 | 3512,831 | ,122 | ,190 |
| Prédicteur | | | | | | | |
| Modèle 3 | 15,8 | 79,0 | ,070 | ,000 | 3508,498 | ,123 | ,191 |
| Relations chaleureuses avec les enseignants | | | | | | | |
| Modèle 4 | 16,0 | 79.0 | ,470 | ,000 | 3507,530 | ,124 | ,191 |
| Relations chaleureuses avec les enseignants*Score aux Matrices de Raven | | | | | | | |

Note. Sig. χ^2 = Niveau de signification du khi-carré du bloc, LL = -2 Log de vraisemblance, R² = R carré de Nagelkerke.

Une deuxième régression logistique a été effectuée avec la variable modératrice relations conflictuelles avec les enseignants. Évidemment, les résultats obtenus dans les modèles 0 à 2 sont identiques à ceux de la régression logistique précédente. Ainsi, seuls les résultats des modèles 3 et 4 sont présentés.

Alors que les variables des premiers modèles sont les mêmes que celles de la première régression, les résultats de l'analyse du modèle 3 impliquent l'ajout de la variable modératrice

des relations conflictuelles avec les enseignants. Dans ce modèle, le khi-carré du bloc est de 11,943 (ddl = 1, p < 0.05), ce qui signifie que la nouvelle variable inclue dans le modèle contribue à ce dernier de façon significative. Le khi-carré du modèle en entier est de 517,316 (ddl = 5, p < 0.001) (voir Tableau 3). Le modèle en entier demeure donc significatif, ce qui indique que théoriquement, il a été en mesure de bien distinguer les non-décrocheurs des décrocheurs. Ces ne résultats sont pas soutenus par ceux du test de Hosmer-Lemeshow, permettant d'affirmer l'adéquation du modèle 1. En effet, la valeur du khi-carré, 17,925 (ddl = 8, p < 0.05), est significatif, le modèle ne peut donc pas être considéré adéquat. Ensuite, le carré de Nagelkerke (pseudo R²) indique que ce modèle explique 19,4 % de la variance dans les deux groupes de la variable dépendante, ce qui représente une augmentation de la variance expliquée de 0,4 %. Le résultat du -2 log de vraisemblance est inférieur à celui du modèle 2 ($\Delta LL = 11,9426$), ce qui indique que le troisième modèle est plus performant que les précédents. La valeur du carré de Cox & Snell, quant à elle, est presque la même qu'aux modèles 1 et 2 ($\Delta C\&S = 0.003$). Ces résultats qui appuient le fait que le nouveau modèle n'explique pas de variance supplémentaire. Enfin, le modèle a été en mesure de classer correctement 79,2 % des sujets, soit presque le même pourcentage qu'aux modèles précédents (voir Tableau 3). De plus, 16,4% des décrocheurs ont été classés correctement, ce qui représente une augmentation de 0,6 % par rapport au modèle précédent. De nouveau, la valeur totale du ratio d'individus bien classés est donc due au nombre très élevé de sujets dans la première catégorie de la variable dépendante. Ainsi, malgré le fait que les autres tests affirment que le modère est discriminant, ces dernières informations amènent à conclure le contraire, soit que le modèle ne permet pas de bien discriminer les élèves non décrocheurs des élèves décrocheurs.

Les résultats de l'analyse du modèle 4 impliquent l'interaction entre les variables relations conflictuelles avec les enseignants et le score aux Matrices de Raven. Dans ce modèle, le khi-carré du bloc est de 0,540 (ddl = 1, p = 0,596), ce qui signifie que la nouvelle variable inclue dans le modèle ne contribue pas à ce dernier de façon significative. Le khi-carré du modèle en entier, est de 517,856 (ddl = 6, p < 0,001) (voir Tableau 3). Le modèle en entier demeure donc significatif, il a donc été en mesure de bien distinguer les non-décrocheurs des décrocheurs. Ces résultats sont également soutenus par ceux du test de

Hosmer-Lemeshow, permettant d'affirmer l'adéquation du modèle 4. En effet, la valeur du khicarré est de 15,859 (ddl = 8, p = 0,053). Le niveau de signification ayant une valeur plus élevée que 0,05, le modèle peut être considéré adéquat. Ensuite, le R carré de Nagelkerke (pseudo R^2) indique que ce modèle n'explique aucune variance supplémentaire dans les deux groupes de la variable dépendante (voir Tableau 3). Le résultat du -2 log de vraisemblance est inférieur à celui du modèle 3 ($\Delta LL = 0,540$), ce qui indique que le troisième modèle est tout de même un peu plus performant que les précédents. La valeur du carré de Cox & Snell, quant à elle, est la même que celle du modèle précédent. Encore une fois, ce qui appuie le fait que le nouveau modèle n'explique pas de variance supplémentaire. Enfin, le modèle a été en mesure de classer correctement exactement le même pourcentage qu'au modèle précédent (voir Tableau 3). Il en est de même pour la proportion de décrocheurs.

En conclusion, l'ajout des variables prédictrices des 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 les indices d'adéquation des modèles n'indiquent pas ou presque pas d'amélioration.

Tableau III
Indices d'adéquation des modèles de la deuxième régression logistique (relations conflictuelles avec les enseignants)

| | Classification correcte (%) | | Sig | g. χ ² | LL | Cox & Snell | R^2 |
|--|-----------------------------|-------|------|-------------------|----------|----------------|-------|
| | Décrocheurs | Total | Bloc | Global | | | |
| Modèle 0 | ,0 | 78,6 | | | | | |
| Effets fixés à 0 | | | | | | | |
| Modèle I | 15,3 | 79,4 | ,000 | ,000 | 3552,360 | ,113 | ,176 |
| Variables contrôles | | | | | | | |
| Modèle 2 | 15,9 | 79,1 | ,000 | ,000 | 3512,831 | ,122 | ,190 |
| Prédicteur | | | | | | | |
| Modèle 3 | 16,4 | 79,2 | ,026 | ,000 | 3500,888 | ,125 | ,194 |
| Relations chaleureuses avec les enseignants | | | | | | | |
| Modèle 4 | 16,4 | 79,2 | ,596 | ,000 | 3500,348 | ,125 | ,194 |
| Relations chaleureuses avec les enseignants*Score aux Matrices de Raven | | | | | | | |
| <i>Note</i> . Sig. χ^2 = Niveau de signification du khi-carré du bloc, LL = -2 Log de vraisemblance, R ² = R | | | | | | | |

Note. Sig. χ^2 = Niveau de signification du khi-carré du bloc, LL = -2 Log de vraisemblance, R² = R carré de Nagelkerke.

En conclusion, l'ajout des variables prédictrices des 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 les indices d'adéquation des modèles n'indiquent pas ou presque pas d'amélioration.

Effets simples des prédicteurs

Selon les résultats de la première régression logistique, les effets simples des prédicteurs varient peu d'un modèle à l'autre. Seules deux variables présentent certains changement: le score aux Matrices de Raven et les relations chaleureuses avec les enseignants. Les résultats du dernier modèle de la régression sont présentés au Tableau 4, mais les changements qui ont eu lieu dans les modèles précédents seront précisés dans l'analyse des résultats.

En ce qui a trait au score aux Matrices de Raven, l'apport de la variable était significatif à p < 0,001 dans les modèles 2 et 3, mais seulement à p < 0,05 au modèle 4. Cependant, son apport demeure tout de même significatif. La variable des relations chaleureuses avec les enseignants, est marginalement significative dans le modèle 3, mais ne l'est plus dans le modèle 4.

En ce qui a trait aux variables contrôles du dernier modèle ayant un apport significatif, les résultats suggèrent que le fait d'être une fille augmente le risque de faire partie du groupe des non-décrocheurs de 1,45 $(\frac{1}{0,688})$ fois comparativement aux garçons. Selon les résultats du premier modèle, le fait d'être une fille augmente de 1,44 $(\frac{1}{0,694})$ fois les chances de faire partie du groupe de non-décrocheurs. Le rapport de cote de cette variable augmente graduellement jusqu'au dernier modèle. Ensuite, pour l'augmentation d'une unité sur l'échelle du rendement scolaire, un élève a 1,04 $(\frac{1}{0.959})$ fois plus de risques de faire partie du groupe de nondécrocheurs. Bien que cette augmentation semble faible, il faut considérer le fait qu'une augmentation d'une unité représente 5 % du rendement scolaire en français et en mathématiques. Ainsi, pour une augmentation de deux unités (donc 10 %), l'élève aurait 2,80 fois plus de risques de faire partie du même groupe. Ce résultat est le même pour tous les modèles, sauf le premier où l'augmentation d'une unité sur l'échelle du rendement signifie qu'un élève a 1,05 $(\frac{1}{0.952})$ fois plus de chances de faire partie du groupe de non-décrocheurs. En ce qui a trait à l'investissement scolaire négatif des amis, pour l'augmentation de une unité sur cette échelle, un jeune a 2,20 fois plus de risques de faire partie du groupe de décrocheurs. Tous les modèles présentent le même rapport de cote à l'exception du premier, où une augmentation d'une unité sur cette échelle signifie qu'un élève a 2,38 fois plus de chances de faire partie du même groupe. Pour ce qui est de la variable prédictrice, le score aux Matrices de Raven, l'augmentation de une unité au score augmente de risque de l'élève de faire partie du groupe de non-décrocheurs de 1,05 $(\frac{1}{0,956})$ fois, ce qui ne représente qu'une augmentation d'un point sur le score total de 60. Cette variable a été intégrée à partir du modèle 2 et ne fait pas partie du premier modèle. Ensuite, une augmentation d'un point au score total signifie qu'un élève a 1,03 $(\frac{1}{0.967})$ fois plus de chances de faire partie du groupe de non-décrocheurs aux

deuxième et troisième modèles. Enfin, la variable modératrice et l'interaction entre les relations chaleureuses avec les enseignants*le score aux Matrices de Raven n'ont pas d'apport significatif dans le modèle.

Tableau IV

Résultats du modèle de régression logistique final 1 (relations chaleureuses avec les enseignants)

| | Erreur | Rapport | |
|---|----------|---------|-----------------|
| | Standard | de cote | IC |
| Modèle 4 | | | |
| Constante | ,85 | 13,233 | [2,352, 74,465] |
| Variables contrôles | | | |
| Sexe | ,10 | ,688 | [0,565, 0,839] |
| Rendement scolaire | ,01 | ,959 | [0,950, 0.968] |
| Investissement scolaire négatif des amis | ,07 | 2,196 | [1,903, 2,533] |
| Prédicteur | | | |
| Score aux Matrices de Raven | ,02 | ,956 | [0,919, 0,995] |
| Variable modératrice | | | |
| Relations chaleureuses avec les enseignants | ,31 | ,898 | [0,484, 1,667] |
| Interaction | | | |
| Relations chaleureuses avec les enseignants * Score aux Matrices de Raven | ,01 | 1,005 | [0,990, 1,020] |

Note. Rapport de cote = Odds ratio, IC = Intervalles de confiance à 95% des rapports de cote.

Selon les résultats de la deuxième régression logistique, les effets simples des prédicteurs varient peu d'un modèle à l'autre, à l'exception du score aux Matrices de Raven. Les résultats du dernier modèle de la régression se retrouvent dans le Tableau 5, mais les changements qui ont eu lieu dans les modèles précédents seront présentés.

En ce qui a trait au score aux Matrices de Raven, l'apport de la variable était significatif à p < 0.001 dans les modèles 2 et 3, mais seulement à p < 0.05 au modèle 4. Cependant, son

apport demeure tout de même significatif. L'apport des variables contrôles demeure significatif dans tous les modèles. La variable des relations conflictuelles avec les enseignants, quant à elle, ne l'est ni dans le modèle 3, ni dans le modèle 4.

En ce qui a trait aux variables contrôles des deux derniers modèles, les résultats suggèrent que le fait d'être une fille augmente le risque de faire partie du groupe de nondécrocheurs de 1,40 $(\frac{1}{0.714})$ fois comparativement aux garçons. Selon les résultats du premier modèle, le fait d'être une fille représente 1,44 $(\frac{1}{0,694})$ fois plus de chances de faire partie du même groupe. Le rapport de cote de cette variable est pratiquement le même au modèle 2. Ensuite, pour l'augmentation de une unité sur l'échelle du rendement scolaire, un élève a 1,04 $(\frac{1}{0.961})$ fois plus de risques de faire partie du groupe de non-décrocheurs. Bien que cette augmentation semble faible, il faut considérer le fait qu'une augmentation d'une unité représente 5 % du rendement scolaire en français et en mathématiques. Ainsi, pour une augmentation de deux unités (donc 10 %), l'élève aurait 2,80 fois plus de risques de faire partie du même groupe. Ce rapport de cote est le même pour le deuxième et troisième modèle, alors qu'il était de 1,05 $(\frac{1}{0,952})$ au premier. En ce qui a trait à l'investissement scolaire négatif des amis, pour l'augmentation d'une unité sur cette échelle, un jeune a 2,14 fois plus de risques de faire partie du groupe de décrocheurs. Le modèle 3 présente le même rapport de cote, alors qu'une augmentation d'une unité sur cette échelle signifie qu'un élève a 2,38 fois plus de chances de faire partie du même groupe selon le premier modèle et 2,20 fois selon le deuxième. Pour ce qui est de la variable prédictrice, le score aux Matrices de Raven, l'augmentation d'une unité au score augmente de risque de l'élève de faire partie du groupe de non-décrocheurs de 1,04 ($\frac{1}{0.959}$) fois. Encore une fois, l'augmentation d'une unité représente un point sur le score total de 60. Cette variable ne fait pas partie du modèle 1 et présente un rapport de cote de 1,03 $(\frac{1}{0.967})$ aux modèles 2 et 3. Enfin, la variable modératrice ainsi que l'interaction entre les relations chaleureuses avec les enseignants et le score aux Matrices de Raven n'ont pas d'apport significatif dans le modèle (Voir Tableau 5).

En somme, les résultats suggèrent que les relations chaleureuses et conflictuelles ne jouent pas un rôle modérateur entre le score aux Matrices de Raven (QI) et le décrochage scolaire.

Tableau V
Résultats du modèle de régression logistique final 2 (relations conflictuelles avec les enseignants)

| | Erreur | Rapport | |
|---|----------|---------|-----------------|
| | Standard | de cote | IC |
| Modèle 4 | | | |
| Constante | ,87 | 8,595 | [1,487, 49,692] |
| Variables contrôles | | | |
| Sexe | ,12 | ,714 | [0,575, 0,888] |
| Rendement scolaire | ,01 | ,961 | [0,952, 0,970] |
| Investissement scolaire négatif des amis | ,08 | 2,137 | [1,838, 2,485] |
| Prédicteur | | | |
| Score aux Matrices de Raven | ,16 | ,959 | [0,929, 0,991] |
| Variable modératrice | | | |
| Relations chaleureuses avec les enseignants | ,29 | 1,015 | [0,558, 1,848] |
| Interaction | | | |
| Relations chaleureuses avec les enseignants * Score aux Matrices de Raven | ,01 | 1,003 | [0,991, 1,016] |

Note. Rapport de cote = Odds ratio, IC = Intervalles de confiance à 95% des rapports de cote.

Discussion et conclusion

L'objectif de cette étude était de vérifier si la qualité de la relation entre l'élève et ses enseignants (perçue par l'élève) permet de modérer le lien entre le QI et le décrochage scolaire, au delà de l'influence des variables contrôle.

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). Les modèles ont été effectués avec les mêmes variables, outre la variable modératrice, ainsi qu'avec le même ordre d'entrée de celles-ci. Les résultats suggèrent que les relations chaleureuses ou conflictuelles élève-enseignant ne modèrent pas le lien entre le QI et le décrochage scolaire. L'hypothèse de cette étude serait donc infirmée. En outre, les variables prédictrices des relations chaleureuses et conflictuelles entre l'élève et ses enseignants ne contribuent pas de façon significative dans les deux modèles de régression. Ces résultats se révèlent surprenants, puisqu'ils ne concordent pas avec la littérature (Fallu et Janosz, 2003; Fan et Wolters, 2014; Lacroix et Potvin, 2009; Poirier, et al., 2013; Vallerand, Fortier et Guay, 1997). En outre, puisque la Matrice de corrélations présente des corrélations significatives entre la variable relations conflictuelles avec les enseignants et les autres variables, dont la variable critère, il était attendu que l'apport de celle-ci soit significatif dans l'analyse de régression logistique. Toutefois, il est important de ne tirer de ces résultats aucune conclusion hâtive. Il est possible que plusieurs facteurs aient contribué à biaiser ces derniers.

Prédicteurs

Les résultats obtenus à l'aide de la régression logistique confirment que les variables contrôle utilisées 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 ayant un faible investissement scolaire augmentent tous le risque d'un élève d'abandonner l'école avant la fin du secondaire. Ces résultats sont en accord avec la littérature actuelle (Bergman et al., 2014; Fortin et al., 2013; Janosz, 2000; Leclerc et al., 2010; Romi et Marom, 2007; Zettergren et Bergman, 2014).

Ensuite, la variable prédictrice du score aux Matrices de Raven permet également de prédire le décrochage scolaire de façon significative au delà des variables contrôles, tel que prédit par la littérature (Bergman, Corovic, Ferrer-Wreder et Modig, 2014; Romi et Marom 2007; Zettergren et Bergman, 2014). L'ajout du score aux Matrices de Raven dans le modèle de prédiction a amené une contribution significative à ce dernier. Ainsi, malgré la forte association suggérée par les études précédentes entre cette variable et le rendement scolaire en français et mathématiques, l'effet prédictif du score aux Matrices de Raven n'est pas camouflé (Bergman, Corovic, Ferrer-Wreder et Modig, 2014; Zettergren et Bergman, 2014).

Il est difficile de déterminer l'importance de chaque facteur, puisque leurs échelles sont constituées de façon différente. Toutefois, l'investissement négatif des pairs augmente davantage le risque de décrocher que les autres facteurs à l'étude. De plus, le score aux Matrices de Raven semble être un facteur plus important que le rendement scolaire. Ainsi, pour une augmentation de 5% au score aux Matrices de Raven, un élève a 8,67 fois plus de chances de faire partie du groupe de non décrocheurs ($\frac{1,04*100}{60}$ * 5 = 8,67). Une augmentation équivalente au score du rendement scolaire représente seulement 1,04 fois plus de chances de faire partie de même groupe.

Relations chaleureuses et conflictuelles avec les enseignants

Selon les régressions logistiques effectuées, seule la variable des relations chaleureuses élèves-enseignants contribue de façon marginalement significative au modèle de prédiction du décrochage scolaire. Ces résultats sont en partie en désaccord avec la littérature. Pour commencer, il est possible que les relations chaleureuses avec les enseignants n'augmentent pas particulièrement le risque d'obtention du diplôme d'études secondaires des élèves, mais que les relations conflictuelles augmentent leur risque de faire partie du groupe de décrocheurs. En effet, les résultats de quelques études suggèrent que des relations négatives avec les enseignants augmente davantage le risque de décrochage comparativement à l'effet protecteur des relations positives avec les enseignants (Gottfredson, 1989; Tinto, 1975). Ces résultats peuvent expliquer le faible apport de cette variable dans le premier modèle de régression. De plus, certains auteurs ont observé que ces effets seraient présents à titre de facteur de protection uniquement dans le cas d'une population vulnérable (ici, les décrocheurs)

(Fallu et Janosz, 2003). En outre, dans cette étude, la majeure partie de l'échantillon fait partie du groupe de non-décrocheurs, ne laissant qu'un faible pourcentage de décrocheurs. Il est donc possible que l'effet soit imperceptible, occulté par les résultats obtenus par la majorité des sujets du premier groupe.

Par ailleurs, les relations chaleureuses et conflictuelles ne jouent pas un rôle modérateur entre le QI et le décrochage scolaire. La qualité des relations entre l'élève et ses enseignants n'augmente donc pas le risque de celui-ci de faire partie du groupe des décrocheurs ou des non-décrocheurs au delà de l'effet prédicteur de son QI.

Il est difficile de déterminer si ces résultats concordent avec la littérature, car il existe peu d'études où ces variables sont directement mises en relation sur lesquelles s'appuyer. À l'instar de la proportion des élèves non-décrocheurs beaucoup plus élevée que celle des élèves décrocheurs dans le sous-échantillon, il est possible que l'effet de la variable modératrice soit imperceptible. En outre, les analyses effectuées ne permettent pas d'évaluer la présence d'une relation si elle apparait uniquement auprès du groupe de décrocheurs. De plus, en effectuant des analyses à l'aide d'une variable critère dichotomique, il est plus difficile d'étudier un effet d'interaction, et surtout d'évaluer la variance expliquée des variables du modèle, qu'avec une variable critère continue. De plus, les échelles des relations chaleureuses et conflictuelles avec les enseignants ne comportent que quatre questions chacune, d'ordre très général. Il est possible dès lors que ces échelles n'aient pas mesuré les aspects de la relation élève-enseignant susceptibles de modérer l'association entre le QI et le décrochage scolaire.

Il faut également considérer l'attrition importante de l'échantillon initial, ainsi que de la méthode utilisée pour procéder aux analyses. Dans cette étude, les sujets dont l'information n'était pas suffisante ont du être retirés de l'analyse. De ce fait, une partie de l'information a été perdue, d'autant plus en sachant qu'il est probable que l'attrition ne soit pas due au hasard. En d'autres mots, il est possible que les individus dont il manque trop de données aient des caractéristiques communes. Ainsi, si une de ces caractéristiques est le décrochage ou le risque élevé de décrocher, il est normal que les résultats obtenus sans leurs données ne soient pas significatifs. 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 pourraient être exclus de la catégorie des décrocheurs pour ces raisons particulières. Ensuite, il est possible que l'écart entre les temps de mesure soit trop grand et que l'effet prédictif des variables soit perdu pour cette raison. En effet, un écart de cinq ans sépare la mesure des variables contrôles et celle de la variable critère. Environ la moitié de ce temps sépare la mesure des variables modératrices et la variable critère. Il faut donc évaluer la possibilité de modifier ces temps de mesure dans une étude future, afin de réduire ces écarts. Finalement, il est évidemment possible 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. Bien que plusieurs sources de biais aient pu se glisser dans les procédures d'analyse, les résultats indiquent clairement que l'ajout de cette variable en interaction avec le QI ne contribue pas à prédire la variable dépendante. Encore une fois, plusieurs analyses supplémentaires sont de mises avant de tirer une telle conclusion.

Enfin, il faut également considérer l'instabilité des relations élève-enseignant au secondaire. En effet, 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.

Implications de l'étude

La présente étude permet de mieux comprendre les facteurs qui prédisent et influencent le décrochage scolaire dans le but de pouvoir mieux le prévenir et aider les élèves qui se dirigent vers cette voie. Cela implique de pouvoir les cibler plus tôt et avec plus de précision, ainsi que de leur apporter le soutien mieux adapté. L'objectif est donc de mieux répondre à leurs besoins pour leur permettre de réussir à atteindre leur diplôme d'études secondaires. Ces savoirs peuvent être utilisés dans l'ajustement continuel de la formation des professionnels qui côtoient et jouent un rôle de guide auprès des jeunes élèves du secondaires: principalement les enseignants et les autres professionnels de soutien qui travaillent dans les écoles secondaires. Mieux connaître les impacts de la relation maître-élève peut, de façon plus générale, nous aider à mieux comprendre les mécanismes d'influence de toute relation entre un guide et un

apprenant. D'autres études peuvent donc être menées dans d'autres contextes, avec différents professionnels qui pourraient exercer un rôle de guide, dont celle d'un(e) psychoéducateur(trice).

Cette étude permet plus particulièrement de mieux cerner le rôle de l'enseignant face à la persévérance scolaire. Puisque la littérature suggère que leur relation avec leurs élèves (surtout à risque) peut devenir un facteur de risque ou de protection. Selon la qualité de la relation, des stratégies de prévention peuvent alors être mises en place. Ces stratégies 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 d'abandonner l'école. De plus, notre étude permet de mettre à nouveau en lumière l'importance de considérer le QI parmi les principaux facteurs de risque du décrochage. Puisque c'est un facteur qui est relativement stable, il est primordial de continuer d'étudier les facteurs qui peuvent modérer sa relation avec l'abandon scolaire.

Forces et limites de la présente étude

Cette étude comporte 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 de la province du Québec, selon un effectif proportionnel à leur population. De ce fait, les résultats peuvent être généralisés à l'ensemble de la population partageant certaines caractéristiques avec l'échantillon (ex.: milieu du Ouébec socioéconomique). Troisièmement, les informations ont été recueillies selon un devis longitudinal prospectif de 6 ans. Quatrièmement, l'information est auto-rapportée, ce qui est une force dans une certaine mesure, car le jeune est le meilleur informateur pour certaines variables. En outre, l'utilisation de données auto-rapportées permet d'obtenir un meilleur indice prédictif que des données « administratives », tirées du dossier étudiant (Gagnon, Dupéré, Léveillé, St-Pierre, Dion, Archambault et Janosz, 2015). Cependant, les inconvénients qui accompagnent ce type de mesure sont mentionnés dans les limites. Cinquièmement, la mesure du décrochage scolaire provient des données officielles du gouvernement, ce qui signifie que les valeurs de cette variable sont fiables et nous permet d'éviter le biais de la méthode partagée avec les prédicteurs.

L'étude présent également au moins sept faiblesses. Bien que l'information concernant le décrochage scolaire des élèves ne semble pas biaisée, sa mesure est tout de même constituée de quelques faiblesses. Premièrement, les données sont ponctuelles et n'apportent l'information qu'à une année précise, soit un an après la fin de l'étude. On ne sait donc pas si l'élève s'est réinscrit une ou plusieurs année(s) suivante(s). Bien que ce ne soit pas un aspect important dans ce modèle, cette information aurait tout de même été intéressante à analyser. Deuxièmement, d'autres raisons peuvent avoir amené l'élève à ne pas être inscrit lors d'une année précise, telles un décès, une maladie, un déménagement hors du pays, etc. Ces individus sont tout de même classés dans la catégorie des décrocheurs, même si ce n'est pas toujours le cas. Troisièmement, puisque les écoles sélectionnées font partie des milieux les plus défavorisés du Québec, les résultats ne peuvent être généralisés qu'à cette partie de la population. Quatrièmement, les résultats peuvent avoir été influencés par un effet de cohorte, car un faible nombre de générations est impliqué dans l'étude. Cinquièmement, le fait que l'information soit auto-rapportée est également une faiblesse, l'élève étant le seul qui puisse confirmer la véracité ou l'objectivité des réponses. Sixièmement, il est important de souligner le taux élevé de données manquantes dans le sous-échantillons initial, car un nombre important de données a été supprimé plutôt qu'imputé. Septièmement, il est possible que les échelles de mesure des relations élève-enseignant n'évaluent pas entièrement les aspects de cette relation susceptible de jouer un rôle modérateur. Chaque échelle est constituée de quatre items, dont la formulation est peu explicite.

Études futures

Pour commencer, des études visant les relation élèves-enseignants sont de mise. Bien que cela puisse comporter plusieurs biais, il serait 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. L'utilisation d'information qualitative pourrait être intéressante à combiner avec des données 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-enseignant comme centration serait pertinente. Par exemple, le programme de prévention Y'a une place pour toi! inclut un volet important à la relation élève-enseignant

(Potvin, Fortin, Marcotte, Royer et Deslandes, 2007). En outre, ce programme tient compte de plusieurs caractéristiques personnelles des décrocheurs qu'il est possible de classer en quatre catégories.

Il serait également intéressant de mener ce genre d'analyse en tenant compte de la typologie de décrocheurs développée par Janosz et LeBlanc (1997 cité dans CREVALE, 2006). 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 (problèmes de comportements/obéissance), leur engagement (ou motivation) et leur rendement scolaires. Les élèves faisant partie de la première catégorie présentent un comportement obéissant, un engagement scolaire positif, mais un faible rendement. La deuxième catégorie (inadaptés) regroupe des élèves présentant des problèmes de comportements ainsi que des niveaux d'engagement et de rendement scolaires faibles. Dans la troisième catégorie (désengagés), on retrouve des élèves qui ont des niveaux d'obéissance et de rendement scolaire positifs, mais un faible engagement scolaire. Les élèves de la quatrième catégorie ne présentent aucun problème de comportement, mais rendement et un niveau d'engagement scolaires faibles (Janosz, LeBlanc, Boulerice et Tremblay, 2000). Ainsi, il est possible que différentes variables influencent différemment les élèves selon cette typologie. Les raisons de décrocher des élèves pourrait différer selon la catégorie de décrocheurs de laquelle ils font partie. De ce fait, il est probable que ce ne soit pas les mêmes facteurs qui jouent un rôle protecteur face à leur réussite scolaire. Il serait donc intéressant d'inclure d'autres modérateurs au modèle et de les associer au type de décrocheur avec lequel la relation est plus importante. En d'autres mots, il s'agirait d'explorer quel facteur permet de mieux modérer la relation entre le QI et le décrochage scolaire, selon chaque type de décrocheur.

Références

- 123test. (2016). Définition du QI Définition de l'intelligence. Repéré à https://www.123test.fr/definition-du-qi-definition-de-l-intelligence/
- Abrami, P.C., Bernard, R.M., Schmid, R.M., Janosz, M., Wade, A., Girard, C., ... et Borokhovski, E. (2008). *Dropout Prevention Systematic Review. Reviewing the Evidence of Canadian Research Since 1990. Final Report.* Montréal, QC: Université de Concordia.
- 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*, 42(1), 76-98.
- Archambault, I. (2015). *PSE5473: Méthodes quantitatives en psychoéducation*. Recueil inédit, Université de Montréal.
- Association des statisticiennes et statisticiens du Québec (2012). Imputation multiple. Repéré à http://www.association-assq.qc.ca/2012/10/15/la-chronique-sas-imputation-multiple/
- 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, DOI: 10.1080/15427609.2014.936261
- Borcard, D. (s.d.). Tests de normalité. Repéré à http://biol09.biol.umontreal.ca/BIO2042/ Test_normal.pdf
- Chamorro-Premuzic, T. et Furnham, A. (2006). Self-Assessed intelligence and academic performance. *Educational Psychology*, 26(6), 769-779.
- Chartier, P. et Loarer, E. (2008) Évaluer l'intelligence logique. Paris, France: Dunod.
- Conseil Canadien sur l'Apprentissage. (2005). De bonnes nouvelles: Les taux de décrochage diminuent au Canada. Carnet du savoir.Repéré à 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 scolaire: pas si infimes qu'on le pensait. *Carnet du savoir.Repéré à http://www.bdaa.ca/biblio/recherche/cca/carnet_savoir/couts_eleves/couts_eleves.pdf*
- CREVALE (2006). ABC de la persévérance et du décrochage scolaires. Types de décrocheurs. Repéré à http://www.crevale.org/index.jsp?p=97

- Davis, H. (2006). Exploring the contexts of relationship quality between middle school students and teachers. *The Elementary School Journal*, 106(3), 193-223.
- Desjardins, J. (2005). L'analyse de régression logistique. *Tutorial in Quantitative Methods for Psychology*, *I*(1), 35-41.
- Fallu, J.S. et Janosz, M. (2003). La qualité des relations élève-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, 22-39.
- Fergusson, D. M., Vitaro, F., Wanner, B. et Brendgen, M. (2007). Protective and compensatory factors mitigating the influence of deviant friends on delinquent behaviour during early adolescence. *Journal of Adolescence*, 30, 33-50.
- Fortin, L., Marcotte, D., Diallo, T., Potvin, P. et Royer É. (2013). A multidimentional model of school dropout from an 8-year longitudinal study in a general high school population. *European Journal of Psychology of Education*, 28, 563-583.
- 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. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 36(3), 219-231.
- Fouchey, M. (2007). Les matrices progressives de Raven. Repéré à http://psychologie-m-fouchey.psyblogs.net/?post//Les-matrices-progressives-de-Raven
- Gagnon, V., Dupéré, V., Léveillé, F., St-Pierre, M., Dion, E., Archambault, I. et Janosz, M. (2015). Dépistage du décrochage scolaire à l'aide d'informations administratives ou autorapportées. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 47(3), 236-240.
- 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.
- Gottfredson, G.D. et Gottfredson C.D. (1989). School climate, academic performance, attendance, and dropout. *Office of Educational Research and Improvement*, 1-60.
- Gottfredson, L. et Saklofske, D.H. (2009). Intelligence: Foundations and Issues in Assessment. *Canadian Psychology*, *50*(3), 183-195.
- Gottfredson, L.S. (1994). Mainstream science on intelligence: An editorial with 52 signatories, history, and bibliography. *Intelligence*, 24(1), 13-23.
- Gottfredson, L.S. (1997). Why *g* matters: The complexity of everyday life. *Intelligence 24*(1), 79-132.

- Hamre, B.K., Pianta, R.C., Downer, J.T., DeCoster, J., Mashburn, A.J., Jones, S.M., ... et Hamagami, A. (2013). Teaching trough interactions: Testing a developmental framework of teacher effectiveness in over 4,000 classrooms. *The Elementary School Journal*, 113(4), 461-487.
- Hawkins, J. D., Catalano, R. F., 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.
- Howes, C., Hamilton, C.E. et Matheson, C.C. (1994). Children's relationships with peers: Differential associations with aspects of the teacher-child relationship. *Child Development*, 65(1), 253-263.
- IBM Knowledge Center. (s.d.a). SPSS Statistics. Méthode (Imputation multiple). Repéré à https://www.ibm.com/support/knowledgecenter/fr/SSLVMB_22.0.0/com.ibm.spss.statistics.help/spss/mva/multiple imputation intro.htm
- IBM Knowledge Center. (s.d.b). SPSS Statistics. Méthode (Imputation multiple). Repéré à https://www.ibm.com/support/knowledgecenter/fr/SSLVMB_22.0.0/com.ibm.spss.statistics.help/spss/mva/idh idd mi method.htm
- Janosz, M. (2000). L'abandon scolaire chez les adolescents: Perspective Nord-Américaine. *VEI Enjeux*, *122*, 105-127.
- 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: Groupe de recherche sur les environnements scolaires, Université de Montréal.
- 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.
- Janosz, M., Leblanc, M., Boulerice, B. et Tremblay, R. E. (2000). Predicting different types of school dropouts: A typological approach with two longitudinal samples. *Journal of Educational Psychology*, 92(1), 171-190.
- Janosz, M., Pascal, S., Abrami, P.C., Cartier, S.C., Chouinard, R., Fallu, J.-S. et Desbiens, N. (2010). *Rapport final d'évaluation de la stratégie d'intervention Agir Autrement. Volume II Les effets de la Stratégie*. Montréal, QC : Groupe de recherche sur les environnements scolaires, Université de Montréal.

- Lacroix, M.-É. et Potvin, P. (2008). Le décrochage scolaire. Repéré sur le site de l'organisme RIRE: http://rire.ctreq.qc.ca/le-decrochage-scolaire-version-integrale/
- Langer, C. (2012). Est-ce que le Contrôle est un facteur de protection ou de vulnérabilité pour le décrochage scolaire chez les adolescents? (Mémoire de maîtrise inédit). Université de Montréal.
- Larivée, S. (2007). L'intelligence: Tome 1 Approches biocognitives, développementales et comtemporaines. Québec, Québec: ERPi.
- Larivée, S. (2008). *Le quotient intellectuel: Ses déterminants et son avenir*. Québec, Québec: Éditions MultiMondes.
- Larivée, S. et Gagné, F. (2006). Intelligence 101 ou ABC du QI. *Revue de psychoéducation*, 35(1), 1-10.
- Larose, S., Bernier, A., Soucy, N. et Duchesne, S. (1999). Attachement style dimensions, network orientation and the process of seeking help from college teachers. *Journal of Social and Personal Relationships*, 16(2), 225-247.
- Leclerc, L., Larivée, S., Archambault, I. et Janosz, M. (2010). Le sentiment de compétence, modérateur du lien entre le QI et le rendement scolaire en mathématiques. *Revue Canadienne de l'Éducation*, 33(1), 31-56.
- Lessard, A., Fortin, L., Joly, J., Royer, É. et Blaya, C. (2004). Students At Risk for School Dropout: Are There Gender Differences Among Personal, Family and School Factors? *The Journal of At-Risk Issues*, *10*(2), 91-127.
- Little, R.J.A. et Rubin, D.B. (2002). *Statistical analysis with missing data*. Hoboken, NJ: John Wiley.
- Mackintosh, N.J. (2004). *QI et intelligence humaine*. Bruxelles, Belgique : De Boeck Université.
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport. (2003). Abandon scolaire et décrochage : Les concepts (publication n° 25). Repéré à http://www.mels.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/statistiques info decisionnelle/bulletin 25.pdf
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport. (2008). Difficultés de comportement: Nouvelles connaissances, nouvelles interventions. Repéré à http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/recherche_evaluation/DiffComportementNouv ConnNouvInt f.pdf

- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport. (2013). Taux de sorties sans diplôme ni qualification (décrochage annuel), parmi les sortants, en formation générale des jeunes, selon le sexe, par réseau d'enseignement et par commission scolaire, 2011-2012: Données officielles. (Bilan 4 du système Charlemagne) Repéré à http://www.mels.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/statistiques_info_decisio nnelle/Tableau taux-officiels-decrochage CS 2011-2012.pdf
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport. (2009). Coup de pour à la réussite! Des pistes d'action pour la persévérance et la réussite scolaires au secondaire. Repéré à http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/recherche_evaluati on/CoupDePouceALaReussite f.pdf
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport. (2015). Taux de sorties sans diplôme ni qualification (décrochage annuel), selon le sexe, ensemble du Québec, de 1999-2000 à 2013-2014: Données officielles. Repéré à http://www.education.gouv.qc.ca/fileadmin/site_web/documents/PSG/statistiques_info_decisionnelle/Graphique_decrochage_series_h ist 2013-2014.pdf
- Ministère de l'éducation, du loisir et du sport: Éducation et Enseignement supérieur. (2016). Milieux défavorisés: Indice de milieu socio-économique (IMSE). Repéré à http://www.education.gouv.qc.ca/enseignants/integration/milieu-defavorise/agir-autrement/indice-de-milieu-socio-economique-imse/
- Ministère de l'emploi et le Développement social du Canada. (2014). Indicateurs de mieuxêtre au Canada: Apprentissage – Décrochage scolaire. Repéré à http://www4.rhdcc.gc.ca/ .3ndic.1t.4r@-fra.jsp?iid=32
- Moffitt, T.E., Caspi, A., Harkness, A.R. et Silva, P.A. (1993). The natural history of change in intellectual performance: Who changes? How much? Is it meaningful? *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 34(4), 455-506.
- Osborne, J.W. (2015). Best practices in logistic regression. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Pallant, J. (2007). SPSS survival manual: a step by step guide to data analysis using SPSS for Windows (3^e éd.). Maidenhead, UK: Open University Press.
- Pianta, R.C. (1999). STRS Student-Teacher Relationship Scale: Professional Manual. *Psychological Assessment Resources, Inc.*
- Pianta, R.C. et Steinberg, M. (1992). Teacher-child relationships and the process of adjusting to school. *New Directions for Child Development*, *57*, 61-80.

- 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 c@hiers de la recherche en éducation*, 16(1), 1-23. DOI: 10.7202/1025761ar
- Potvin, P., Fortin, L., Marcotte, D., Royer É. et Deslandes, R. (2007). Y'a une place pour toi! Guide de prévention du décrochage scolaire. Québec, QC: CTREQ.
- Raven, J. (2000). The Raven's progressive Matrices: Change and stability over culture and time. *Cognitive Psychology*, 41, 1-48.
- Raven, J., Raven, J. C., et Court, J. H. (2000). *Manual for Raven's Progressive Matrices and Vocabulary Scales*. San Antonio, TX: Harcourt Assessment.
- Romi, S. et Marom, D. (2007). Differences in intelligence between nondelinquent and dropout delinquent adolescent. *Adolescence*, 42(166), 325-336.
- 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), 193-212.
- Rubin, D.B. (1987). *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Rutter, M. (1985). Resilience in the face of adversity: Protective factors and resistance to psychiatric disorder. *British Journal of Psychiatry*, 147, 598-611.
- Schneider, W., Niklas, F. et Schmiedeler, S. (2014). Intellectual development form early childhood to early adulthood: The impact of early IQ differences on stability and change over time. *Learning and individual differences*, 32, 156-162.
- Spearman, C. (1904). "General Intelligence," objectively determined and mesured. *The American Journal of Psychology, 15*(2), 201-292.
- Statistique Canada (2017). Les jeunes hommes et les jeunes femmes sans diplôme d'études secondaires. *Regards sur la société canadienne* (Publication n° 75-006-X). Repéré à http://www.statcan.gc.ca/pub/75-006-x/2017001/article/14824-fra.pdf
- Tinto, V. (1975). Dropout from higher education: A theoretical synthesis of recent research. *Review of Educational Research*, 45(1), 89-125.
- Université de Sherbrooke (s.d.). Diagramme à feuille (steam-and-leaf): Interprétation. Repéré à http://spss.espaceweb.usherbrooke.ca/pages/stat-descriptives/diagramme-a-feuilles/interpretation.php

- Université de Sherbrooke (s.d.). Boite à moustaches. Repéré à http://spss.espaceweb. usherbrooke.ca/pages/stat-descriptives/boite-a-moustaches.php
- Zhang, P. (2003). Multiple Imputation: Theory and Method. *International Statistical Review*, 71(3), 581-592.
- 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. DOI: 10.1080/15427609.2014.936182