

# Validation d'un modèle motivationnel des aspirations professionnelles

*David Litalien & Frédéric Guay*  
*Université Laval*

Cette étude évalue un modèle motivationnel des aspirations professionnelles et vérifie sa validité selon le sexe des étudiants. Un total de 582 cégépiens (63 % de sexe féminin) ont rempli un questionnaire évaluant chacune des variables du modèle. Cinq mois plus tard, les participants ont rempli une échelle d'aspirations professionnelles. Les résultats indiquent, entre autres, que les notes et la perception d'appartenance au cégep prédisent positivement les perceptions de compétence des étudiants. En retour, ces perceptions de compétence sont associées à la motivation autodéterminée qui, à son tour, prédit positivement les aspirations professionnelles. Ces résultats se sont avérés les mêmes pour les filles et les garçons.

Mots clés: aspirations professionnelles, motivation scolaire, théorie de l'autodétermination, sentiment d'appartenance, perceptions de compétence, niveau collégial

We evaluate a motivational model of occupational aspirations and verify its validity with both men and women students from Collège d'enseignement général et professionnel (CÉGEP). A total of 582 students (63% female) filled out a questionnaire evaluating each of the model's variables. The participants were assessed five months later using an occupational aspiration scale. Results show that grades and a feeling of belonging at CÉGEP are positive predictors of students' perception of competence. These perceptions of competence are in turn associated with self-determined motivation, which then positively predicts occupational aspirations. Similar results were obtained with both males and females.

Key words: occupational aspirations, academic motivation, self-determination

## INTRODUCTION

Au Québec, de 1990 à 2008, le nombre d'emplois a chuté de 42 % chez les personnes ne détenant pas de diplôme d'études secondaires (DES) et de 6 % chez les titulaires d'un tel diplôme. À l'inverse, le nombre d'emplois occupés par des personnes ayant terminé des études postsecondaires non universitaires ou des études universitaires a augmenté respectivement de 75 % et de 102 % (Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport [MELS], 2009). Dans une économie du savoir, les études postsecondaires sont dorénavant une condition préalable à l'emploi puisque près de 70 % des postes à pourvoir au Canada les exigent (Bergeron, Dunn, Lapointe, Roth, & Tremblay Côté, 2004). Devant l'importance accrue de telles études, il est urgent d'identifier les facteurs qui encouragent les jeunes à vouloir les poursuivre. Dans cette perspective, les aspirations professionnelles pourraient jouer un rôle clé dans la poursuite d'études postsecondaires (Farmer, Wardrop, Anderson, & Risinger, 1995; Hull-Blanks et al., 2005; Tinto, 1993). De fait, elles peuvent être perçues comme des buts à long terme (*distal goal mechanisms*) qui organisent les comportements de l'individu, notamment ceux liés aux études, et ce, même dans un contexte où les renforcements immédiats sont absents (Ali & Saunders, 2009). En d'autres mots, des aspirations professionnelles élevées favoriseraient chez l'individu le désir de poursuivre des études universitaires.

Selon Sheldon et Elliot (1998), un but sera atteint dans la mesure où les processus de motivation qui régularisent les comportements associés à l'atteinte du but sont de qualité. Cela nous amène à émettre l'hypothèse que la motivation pourrait jouer un rôle clé dans les aspirations professionnelles. Or, nous savons très peu de choses au sujet du rôle des processus de motivation impliqués dans les aspirations professionnelles, et ce, même si diverses recherches ont montré que la motivation scolaire est associée à la réussite et à la persévérance scolaires (Guay, Ratelle, & Chanal, 2008; Vallerand, Fortier, & Guay, 1997). Selon nous, l'étude des aspirations professionnelles sous l'angle de la motivation permettrait d'évaluer si ces aspirations sont associées à un facteur davantage malléable que fixe. En effet, les déterminants des aspirations professionnelles fréquemment étudiés sont le statut socioéconomique, l'origine ethnique, le sexe, les aspirations parentales et la région de provenance (Haller & Virkler, 1993; Hossler & Stage, 1992; Kanan & Baker, 2006),

facteurs sur lesquels une intervention psychosociale s'avère souvent difficile, voire impossible. Cependant, les recherches portant sur la motivation suggèrent que celle-ci est malléable, c'est-à-dire que la motivation fluctue en fonction du temps et des situations (Deci & Ryan, 1985; Guay, Marsh, Senécal, & Dowson, 2008; Vallerand et al., 1997). Or, si l'on réussit à augmenter la motivation scolaire, serons-nous en mesure d'accroître les aspirations professionnelles des étudiants?

Dans cette étude, nous évaluons les déterminants des aspirations professionnelles selon la théorie de l'autodétermination (TAD; Ryan & Deci, 2000). Cette théorie s'intéresse particulièrement aux facteurs de motivation qui permettent de régulariser efficacement le comportement humain. Le présent projet comporte deux objectifs : 1) tester un modèle motivationnel des aspirations professionnelles s'appuyant sur la TAD et 2) vérifier l'invariance de ce modèle selon le sexe des étudiants. Ce deuxième objectif vise à s'assurer que le modèle est équivalent pour les filles et les garçons. En effet, de nombreuses recherches indiquent que les filles sont plus motivées envers leurs études (Vallerand et al., 1997), réussissent mieux à l'école et tendent à viser un niveau d'étude plus élevé (Andres & Looker, 2001; Ressources humaines et Développement des compétences Canada [RHDCC], 2004; Sánchez, Colón, & Esparza, 2005). Bien que les études recensées ci-après décrivent des différences de moyennes, il se pourrait bien que les processus en jeu soient différents pour les filles et les garçons. Par exemple, se pourrait-il que la motivation soit un déterminant plus important des aspirations professionnelles des filles que des garçons?

#### THÉORIE DE L'AUTODÉTERMINATION

Selon Ryan et Deci (2002), l'être humain possède une tendance innée à s'actualiser. Cette tendance intégrative repose sur l'environnement dans lequel l'individu évolue et sur sa capacité à satisfaire trois besoins psychologiques fondamentaux : la compétence, l'appartenance sociale et l'autonomie. Plus le contexte nourrit ces besoins, plus les conséquences seront positives pour la personne. Le besoin de compétence se définit comme le désir de vouloir être efficace dans ses relations avec l'environnement. Le besoin d'appartenance sociale réfère à la qualité des relations interpersonnelles. Il s'agit du désir qu'a l'individu de se sentir

accepté et soutenu dans ses interactions sociales. Le besoin d'autonomie renvoie à une volonté de se percevoir à l'origine de ses comportements (Ryan & Deci, 2002).

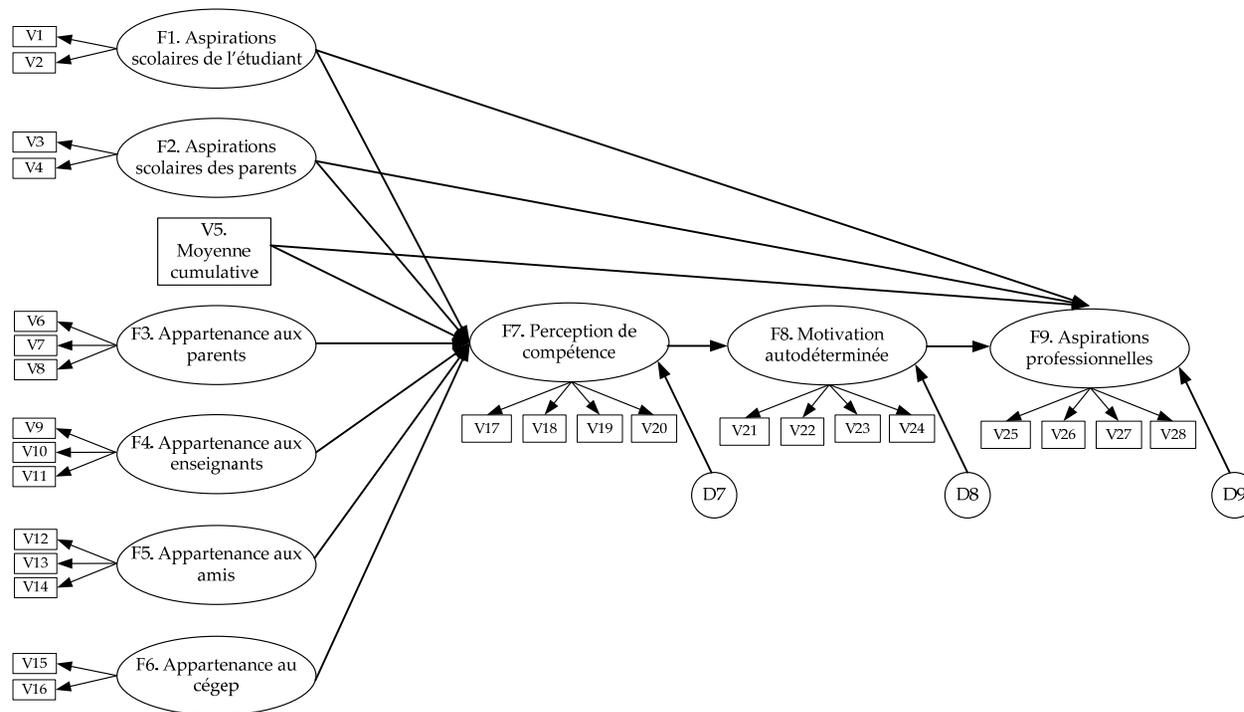
Lorsqu'un individu satisfait son besoin d'autonomie dans une activité, il éprouve généralement une motivation autodéterminée pour celle-ci (Deci & Ryan, 1985; Guay, Senécal, Gauthier, & Fernet, 2003). La motivation se veut autodéterminée quand l'individu perçoit que ses comportements découlent de ses choix et de sa volonté. Il valorise pleinement ses actions et en retire de la satisfaction et du plaisir. L'individu assume alors pleinement son engagement dans le comportement qui est désiré. Des conséquences positives découlent d'une motivation autodéterminée élevée, telles une plus grande persévérance et une meilleure performance dans une activité, de même qu'un plus grand bien-être et une créativité accrue (voir Guay, Ratelle et al., 2008, pour une recension des écrits).

Lorsqu'un individu satisfait son besoin de compétence dans une activité, il se sent généralement compétent envers celle-ci. Les résultats d'une étude réalisée auprès d'élèves du primaire soulignent que les élèves de 2<sup>e</sup> année qui se perçoivent compétents dans leurs matières scolaires voient leurs notes augmenter en 3<sup>e</sup> année (Guay, Marsh, & Boivin, 2003). De plus, il semble que de telles perceptions permettent à l'élève du primaire d'atteindre des niveaux de scolarisation plus élevés au début de l'âge adulte (Guay, Larose, & Boivin, 2004).

Enfin, lorsqu'un individu satisfait son besoin d'appartenance sociale, il entretient des perceptions d'être accepté et lié aux autres. Selon la TAD, la perception d'appartenance sociale devrait influencer sur les perceptions de compétence et d'autonomie. En effet, la motivation autodéterminée serait plus en mesure d'apparaître dans un contexte de sécurité et d'appartenance (Ryan & Deci, 2000). En contexte scolaire, la qualité des relations que l'étudiant entretient avec ses parents et ses pairs (Guay, Marsh et al., 2008) serait associée à une motivation plus autodéterminée.

#### MODÈLE PROPOSÉ

Le modèle proposé est présenté à la Figure 1. Il repose sur des écrits scientifiques et sur la TAD.



*Note.* Les facteurs F1 à F6 et l'indicateur V5 sont corrélés. Dans le but d'alléger le schéma, ces liens ne sont pas représentés graphiquement. Les liens entre les différents facteurs latents sont positifs.

Figure 1. *Modèle proposé*

Le modèle propose que les aspirations scolaires (celles de l'étudiant et de ses parents), ses notes, son sentiment d'appartenance à ses proches (parents, pairs et enseignants) et à son cégep vont influencer sur ses perceptions de compétence (Deci & Ryan, 1985). Les perceptions de compétence devraient ensuite favoriser la motivation autodéterminée qui, à son tour, devrait engendrer des aspirations professionnelles plus élevées chez l'étudiant. De même, les aspirations professionnelles seraient prédites par les notes des étudiants, leurs aspirations scolaires et celles de leurs parents. La section suivante présente des appuis empiriques aux relations proposées dans ce modèle.

#### APPUIS EMPIRIQUES DU MODÈLE PROPOSÉ

##### *Aspirations professionnelles, compétence et motivation*

O'Brien (1996) propose que les aspirations professionnelles sont définies par le degré avec lequel les individus aspirent à des postes de leadership et désirent poursuivre leur éducation tout au long de leur carrière. À notre connaissance, aucune étude n'a associé la motivation scolaire autodéterminée aux aspirations professionnelles. Toutefois, chez des étudiants universitaires, Sheldon et Elliot (1998) rapportent que la motivation autodéterminée prédit l'atteinte de buts personnels. De plus, diverses études ont montré que la motivation scolaire autodéterminée est associée à la réussite et à la persévérance scolaires (Guay, Ratelle, et al., 2008; Valleurand et al., 1997). Ces résultats nous laissent croire que la motivation autodéterminée pourrait être associée positivement aux aspirations professionnelles.

Parce que l'individu choisit et entreprend des activités qu'il se juge capable de réussir et qu'il évite celles où il s'attend à échouer, ses choix de vie se feront selon sa perception de compétence (Bandura, 1993). Wettersten et al. (2005) rapportent que, chez des élèves du secondaire de région rurale, la perception de compétence (*self-efficacy*) scolaire prédit les aspirations professionnelles (*career outcome expectations*). Chez des étudiantes universitaires, Nauta, Epperson et Kahn (1998) suggèrent qu'un haut niveau de perception de compétence prédirait des aspirations professionnelles élevées. Par ailleurs, dans une étude visant à explorer différentes variables susceptibles de prédire le parcours vocationnel postsecondaire des jeunes provenant de régions rurales, Ali et McWhirter

(2006) rapportent que les meilleurs prédicteurs sont la perception de compétence (*self-efficacy*) vocationnelle/scolaire et les attentes de réussite au collège (*college outcome expectations*). Ces différentes études appuient l'idée voulant que les aspirations professionnelles soient prédites par la perception de compétence.

Certaines études suggèrent que la perception de compétence serait associée à la motivation (Guay & Vallerand, 1997; Vallerand et al., 1997). Entre autres, se percevoir compétent à l'école alimenterait l'intérêt et la motivation des élèves à l'égard des tâches scolaires (Zimmerman, 2000). La motivation pourrait ainsi être un agent de médiation du lien entre la perception de compétence et les aspirations professionnelles.

#### *Appartenance aux parents*

Les écrits scientifiques soulignent l'influence des parents dans le développement de carrière (Griffith, 1996; Simons-Morton & Crump, 2003). Chez des élèves du secondaire, la perception de soutien de la part des membres de la famille est associée aux aspirations de succès dans la carrière et à l'engagement envers l'école (Kenny, Blustein, Chaves, Grossman, & Gallagher, 2003; Wettersten et al., 2005). Bien qu'aucune étude recensée ne porte directement sur le lien entre les aspirations professionnelles et le sentiment d'appartenance aux parents, ce dernier est associé à la motivation autodéterminée et à l'internalisation de comportements scolaires (Guay, Marsh, et al., 2008). Il est donc plausible de postuler que l'appartenance aux parents soit un déterminant indirect des aspirations professionnelles par l'entremise des perceptions de compétence.

#### *Appartenance à l'établissement d'enseignement, aux enseignants et aux pairs*

Plusieurs recherches soulèvent que le sentiment d'appartenance des étudiants à l'école est associé à un meilleur ajustement social, psychologique et comportemental, de même qu'à une motivation et à des résultats scolaires supérieurs (voir Osterman, 2000, pour une recension des écrits). Dans le même sens, la perception d'appartenance, d'acceptation et de soutien de la part des pairs et/ou des adultes dans le contexte scolaire de l'adolescent améliore aussi son fonctionnement psychosocial et scolaire (Gallagher, Rostosky, & Hughes, 2004). À ce sujet, Ryan et Grolnick (1986) rapportent une motivation autodéterminée et une perception de compé-

tence plus faibles chez les élèves qui perçoivent leurs enseignants comme contrôlants et directifs. De plus, Ali, McWhirter et Chronister (2005) montrent qu'un niveau élevé de soutien de la fratrie et des pairs sous forme d'encouragements verbaux est associé à un niveau élevé de perceptions de compétence (*self-efficacy beliefs*) vocationnelle/scolaire. En résumé, les sentiments d'appartenance à l'établissement d'enseignement, aux enseignants et aux pairs semblent donc associés à une perception de compétence plus élevée.

#### *Aspirations et rendement scolaires*

Certaines variables sont fréquemment rapportées dans les écrits scientifiques portant sur les aspirations professionnelles. D'une part, les projets éducatifs et professionnels des jeunes sont liés à leur rendement scolaire (Hossler & Stage, 1992; RHDCC, 2004). D'autre part, les aspirations scolaires des étudiants peuvent influencer sur leurs décisions vocationnelles, leur apprentissage, leur motivation et leur réussite scolaires (Quaglia & Cobb, 1996). De même, la perception qu'ont les étudiants des aspirations scolaires que leurs parents entretiennent pour eux semble prédire leurs propres aspirations scolaires et professionnelles (RHDCC, 2004; Wetters-ten et al., 2005). Comme les études antérieures rapportent que ces facteurs influent sur les aspirations professionnelles, ils sont considérés comme des covariables dans notre modèle.

## MÉTHODOLOGIE

### *Participants*

Un total de 582 cégépiens (62.7 % de sexe féminin; un seul n'a pas spécifié son sexe) ont participé à la présente étude. Les participants ont un âge moyen de 18.7 ans (ET = 1.4). Sept établissements d'enseignement collégial répartis dans quatre régions administratives du Québec ont été visés par cette étude (Cégep François-Xavier-Garneau, Cégep de Baie-Comeau, Cégep de Sept-Îles, Cégep de l'Abitibi-Témiscamingue - Campus de Rouyn, Cégep de la Gaspésie et des Îles, Centre d'études collégiales de Carleton, Centre d'études collégiales des Îles-de-la-Madeleine). L'échantillonnage accidentel (*convenience*) a été favorisé. Nous avons donc ciblé des étudiants de deuxième année d'un programme de formation préuniversitaire qui suivaient un cours dans lequel l'enseignant

avait accepté que ses étudiants soient sollicités. La taille visée de l'échantillon était de 500, mais nous avons sollicité environ 750 étudiants afin d'obtenir un échantillon final de 582 participants. Le niveau de scolarité moyen des pères et des mères des participants correspond à des études collégiales complétées ou entamées. Parmi les participants, 54 % sont en sciences humaines, 33 % en sciences naturelles ou en sciences de la santé et 12 % en arts plastiques ou en arts et lettres (huit participants n'ont pas spécifié leur programme d'études).

#### *Procédure*

La majorité des variables de l'étude proviennent d'un questionnaire qui a été rempli par les étudiants entre le début d'octobre et la fin de novembre 2006. Les questionnaires et les formulaires de consentement ont été distribués par les enseignants, les conseillers en orientation ou encore le premier auteur de cet article afin d'être remplis en classe ou à la maison. Les étudiants ont été informés que leur participation était volontaire et que la confidentialité des réponses était assurée. Une deuxième collecte de données s'est déroulée en mars 2007. Une courte entrevue téléphonique a ainsi servi à évaluer les aspirations professionnelles des étudiants. Le fait d'avoir mesuré les aspirations cinq mois plus tard nous permet d'évaluer dans quelle mesure la motivation peut prédire celles-ci et d'atténuer en partie les biais associés au fait qu'une méthode d'évaluation similaire (les questionnaires) soit utilisée pour évaluer les différentes variables du modèle.

#### *Mesures*

*Échelle de Motivation en Éducation (version collégiale).* L'Échelle de Motivation en Éducation (ÉMÉ; Vallerand, Blais, Brière, & Pelletier, 1989) évalue le niveau et la qualité de la motivation scolaire des étudiants. Elle est composée de sept sous-échelles dont trois mesurent différents types de motivation intrinsèque (motivation intrinsèque à la connaissance, à l'accomplissement et à la stimulation), trois autres mesurent les types de motivation extrinsèque (motivation extrinsèque identifiée, introjectée et par régulation externe) et une dernière mesure l'amotivation. Chacune des sous-échelles est composée de quatre énoncés, pour un total de 28 énoncés. Chaque énoncé représente une raison possible pour laquelle un

étudiant fréquente le cégep (p. ex., « Pourquoi vas-tu au cégep ? Pour pouvoir décrocher un emploi plus prestigieux plus tard »). Les réponses aux énoncés se situent sur une échelle de type Likert en 7 points, allant de « ne correspond pas du tout » (1) à « correspond très fortement » (7). Cette échelle montre une cohérence interne satisfaisante ( $\alpha = .74$  à  $.91$ ; Vallerand et al., 1989). Tout comme Deci, Connell et Ryan (1989), nous utilisons quatre scores composites de la motivation autodéterminée obtenus à l'aide de la formule suivante :  $[(2 * \text{Motivation intrinsèque}) + \text{Motivation identifiée}] - [(\text{Motivation introjectée} + \text{Motivation externe}) / 2 + 2 * \text{Amotivation}]$ . La motivation intrinsèque est ici représentée par une moyenne obtenue à partir des trois types qui la composent. Pour chaque score composite, nous avons utilisé un des quatre items de chacune des sous-échelles servant à évaluer les différents types de motivation. L'alpha de ces scores est de  $.90$ . Cette formule possède deux caractéristiques importantes. Elle considère positivement les motivations autodéterminées et négativement les motivations contrôlées et pondère les divers types de motivation conformément au continuum proposé par la théorie.

*Échelle des perceptions de compétence dans le domaine scolaire.* Cette échelle est adaptée de la sous-échelle des perceptions des compétences en éducation tirée de l'Échelle des Perceptions de Compétence dans les Domaines de Vie (ÉPCDV; Losier, Vallerand, & Blais, 1993). Quatre énoncés sont utilisés dans le cadre de notre étude afin d'évaluer les sentiments de compétence de l'étudiant envers ses études (p. ex., « En général, j'éprouve des difficultés à bien faire mes travaux scolaires »). Cette mesure se remplit sur une échelle de type Likert en 7 niveaux d'accord, allant de « pas du tout en accord » (1) à « très fortement en accord » (7). Elle a montré des indices de fidélité satisfaisants dans des recherches antérieures ( $\alpha = .83$ ; Losier et al., 1993) et dans notre étude ( $\alpha = .85$ ).

*Échelle du sentiment d'appartenance sociale aux parents, aux enseignants et aux pairs.* Cette mesure est tirée de l'Échelle du Sentiment d'Appartenance Sociale (ÉSAS; Richer & Vallerand, 1998). Celle-ci est formée de deux sous-échelles de cinq énoncés chacune, évaluant le sentiment d'intimité et le sentiment d'être accepté par les autres. Les propriétés psychométriques respectives de ces sous-échelles sont bien do-

cumentées ( $\alpha = .91$  et  $.90$ ; Richer & Vallerand, 1998). Dans cette étude, nous avons combiné ces deux dimensions afin d'obtenir une seule échelle de 10 énoncés, puisqu'elles sont fortement corrélées entre elles ( $r = .69$ ) et qu'elles corrèlent significativement avec les mêmes construits, tels le besoin d'affiliation et la qualité des relations. De plus, nous avons adapté celle-ci en fonction des trois figures relationnelles : les parents, les enseignants et les pairs. Pour chacune des trois figures, les dix énoncés étaient présentés. Voici des exemples d'énoncés : « Dans mes relations avec mes parents, je me sens écouté(e) », « Dans mes relations avec mes professeurs, je me sens estimé(e) ». Les réponses aux énoncés se situent sur une échelle de type Likert en 7 points, allant de « pas du tout en accord » (1) à « très fortement en accord » (7). Dans notre étude, les alphas pour les échelles du sentiment d'appartenance sociale aux parents, aux enseignants et aux pairs sont respectivement de  $.95$ ,  $.92$  et  $.96$ .

*Échelle du sentiment d'appartenance à l'établissement d'enseignement.* Afin de mesurer le sentiment d'appartenance des étudiants à leur établissement d'enseignement, une traduction de l'échelle *School Attachment Scales* (SAS; Hill & Werner, 2006) est utilisée. Elle comporte cinq énoncés, remplis sur une échelle de type Likert de 5 niveaux d'accord, allant de « fortement en désaccord » (1) à « fortement en accord » (5). Un exemple d'énoncé est « Je suis content de faire mes études à ce cégep ». Cette échelle montre une cohérence interne satisfaisante ( $\alpha = .87$ , Hill & Werner, 2006). Il en va de même dans le cadre de notre étude ( $\alpha = .83$ ).

*Moyenne cumulative de l'étudiant.* Afin de quantifier la moyenne cumulative des étudiants, nous avons posé la question suivante : « Selon votre dernier relevé de notes, quelle est votre moyenne cumulative au cégep? ». La validité de construit des notes rapportées par l'élève est éprouvée dans diverses études. À ce sujet, les résultats d'une méta-analyse de Kuncel, Credé et Thomas (2005) montrent de fortes corrélations entre ces deux types de mesure de la performance, soit  $r = .82$  chez les élèves du secondaire ( $N = 44\ 176$ ) et  $r = .90$  chez les étudiants collégiaux ( $N = 12\ 089$ ). De plus, ces auteurs mentionnent que, chez les élèves du secondaire, 82 % ( $N = 29\ 541$ ) des notes autorapportées correspondent exactement aux notes des documents officiels émis par l'école.

*Niveau d'aspirations scolaires de l'étudiant et perception du niveau d'aspirations scolaires que ses parents entretiennent à son égard.* Le niveau d'aspirations scolaires des participants est évalué à l'aide des deux questions suivantes : 1) « Quel est le plus haut niveau de scolarité que vous désirez atteindre ? » et 2) « Actuellement (considérant vos habiletés, vos notes, vos ressources financières, etc.), quel est le plus haut niveau de scolarité que vous pensez atteindre? ». Ces questions sont puisées et traduites d'une étude d'Andres et Looker (2001). Nous avons adapté une échelle de réponse à la situation des étudiants de l'ordre d'enseignement collégial. Les participants doivent choisir le niveau de scolarité correspondant à leurs aspirations : « études collégiales (1), certificat universitaire (2), baccalauréat (3), maîtrise (4) et doctorat (5) ». Ces deux questions sont corrélées à .74. À l'aide de la même échelle, les étudiants doivent également estimer le niveau d'aspirations scolaires qu'ils pensent que leurs parents entretiennent à leur égard. Pour chacun des parents, une seule question est posée : « Quel est le niveau de scolarité que votre père/mère désire vous voir atteindre ? ». Le choix de réponses fournies est identique à celui présenté précédemment.

*Niveau d'aspirations professionnelles de l'étudiant.* Afin de mesurer le niveau d'aspirations professionnelles des étudiants, une traduction de l'échelle *Career Aspiration Scale* (CAS; Gray & O'Brien, 2007) est utilisée. Elle comporte 10 énoncés, remplis sur une échelle de type Likert de 5 niveaux, allant de « pas du tout vrai » (1) à « tout à fait vrai » (5). Voici un exemple d'énoncé : « Je prévois devenir un expert dans mon domaine professionnel ». Cette échelle montre une cohérence interne satisfaisante ( $\alpha = .72$ , Gray & O'Brien, 2007). Il en va de même dans le cadre de cette étude ( $\alpha = .65$ ).

#### *Analyses statistiques à effectuer et séquence proposée*

Trois types d'analyses sont menés afin de vérifier la plausibilité du modèle proposé. Premièrement, nous effectuons une analyse factorielle confirmatoire (AFC) afin de vérifier si le modèle de mesure est adéquat et afin d'évaluer la magnitude des relations entre les construits et leurs indicateurs. Deuxièmement, nous estimons un modèle d'équations structurelles complet pour tester si les relations entre les différents facteurs correspondent bien à celles du modèle proposé. Troisièmement, nous

menons des analyses d'invariances afin de voir si le modèle proposé diffère selon le sexe. Celles-ci s'effectuent en diverses étapes. Tout d'abord, les modèles de base pour chacun des groupes doivent être définis. Par la suite, un modèle global doit être testé sans qu'aucune contrainte soit imposée. Les statistiques d'ajustement de ce modèle global seront par la suite comparées à celles des modèles nichés suivant : 1) un modèle incluant des contraintes d'égalité pour toutes les saturations, 2) un modèle incluant des contraintes d'égalité pour toutes les saturations et les covariances, et 3) un modèle incluant des contraintes d'égalité pour tous les saturations, les covariances et les coefficients de régression. Pour qu'il y ait invariance, les différences entre les indices d'ajustements de ces modèles doivent être minimales. Dans le cadre de cet article, ces différences seront évaluées à l'aide du khi-carré de Satorra-Bentler ( $\chi^2$  S-B; voir Satorra & Bentler, 2001) et du CFI (voir Cheung & Rensvold, 2002). Les erreurs de mesure ne sont pas contraintes à égalité, car ce test est considéré comme trop sévère (Byrne, 2006).

Comme chacune des échelles de la présente étude démontre des qualités psychométriques satisfaisantes ( $\alpha > .65$ ), certains facteurs latents sont mesurés par des indicateurs agglomérés (item parcelles) afin de diminuer le nombre de paramètres à estimer et de rendre les analyses plus fiables et valides (Marsh & Yeung, 1998). Il en est ainsi pour les construits rattachés aux différents types de sentiment d'appartenance sociale et aux aspirations professionnelles. Les regroupements d'items ont alors été effectués selon leur degré de corrélation. Par ailleurs, les construits latents référant à la perception de compétence, aux aspirations scolaires des étudiants et à celles de leurs parents sont mesurés à l'aide des items des échelles. Dans le cas de la motivation autodéterminée, chaque indicateur constitue un regroupement de quatre énoncés obtenus selon l'équation présentée dans la section sur les mesures.

## RÉSULTATS

### *Statistiques descriptives et données manquantes*

Le Tableau 1 présente les moyennes et les écarts-types des variables. Les moyennes obtenues par les participants aux différentes variables révèlent que leurs scores sont plus élevés que la borne centrale des échelles, sauf pour les variables sentiment d'appartenance aux enseignants et as-

pirations parentales ( $M = 3.93$ ;  $M = 3.13$ ). Concernant les données manquantes, 362 étudiants ont répondu au deuxième temps de mesure, ce qui représente un taux d'attrition de 38 %. De plus, 28 % des participants n'ont pas répondu à la question évaluant la moyenne cumulative au temps 1, comparativement à des pourcentages de données manquantes beaucoup plus faibles pour les autres questions (0 à 4.6 %).

Des analyses de régression ont été effectuées afin de voir si certaines variables à l'étude pouvaient expliquer le taux d'attrition. À ce sujet, deux facteurs sont significativement associés à l'abandon au deuxième temps de mesure, soit la motivation autodéterminée (négativement) et le sentiment d'appartenance aux parents (positivement). Cependant, les coefficients standardisés sont faibles ( $\beta = -.06$  et  $\beta = .05$  respectivement;  $p < .05$ ) laissant croire que l'impact de ces variables sur la participation au deuxième temps est négligeable. Les données manquantes ont été traitées par le biais de l'algorithme FIML (Mplus 5.21, 2009) afin de conserver la puissance statistique nécessaire aux analyses. Comme suggéré par Muthén, Kaplan et Hollis (1987), cette méthode d'imputation réduit le biais en produisant des estimations constantes et efficaces, même lorsque les données ne sont pas strictement manquantes aléatoirement (*missing at random*). Sans cette technique d'estimation, 346 participants seraient retranchés des analyses soit 59.5 % de l'échantillon.

#### AFC

En ce qui concerne le modèle d'AFC, le  $\chi^2$  S-B a une valeur de 473.419 ( $df = 271$ ;  $p < .01$ ). Les indices d'ajustement du modèle sont satisfaisants (CFI = .974; RMSEA = .044; SRMR = .040); voir Modèle 1, Tableau 2).

À l'exception des trois indicateurs se rattachant à l'appartenance au cégep, tous les coefficients de saturation sont supérieurs à .70 (voir Tableau 3). De plus, toutes les corrélations entre les construits sont modérées ou faibles ( $r < .64$ ) et révèlent que ces derniers sont relativement indépendants (voir Tableau 1).

Tableau 1  
AFC : Corrélations entre tous les construits et statistiques descriptives des variables à l'étude

Facteurs	F1	F2	V5	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
F1. Aspirations scolaires de l'étudiant (T1)	-									
F2. Aspirations scolaires des parents (T1)	.62*	-								
V5. Moyenne cumulative (T1)	.40*	.20*	-							
F3. Appartenance aux parents (T1)	.03	.05	.17*	-						
F4. Appartenance aux enseignants (T1)	.00	.01	.18*	.19*	-					
F5. Appartenance aux amis (T1)	.04	.01	.07	.34*	.18*	-				
F6. Appartenance au cégep (T1)	-.04	.01	.10	.24*	.45*	.17*	-			
F7. Perception de compétence (T1)	.34*	.14*	.63*	.35*	.29*	.27*	.44*	-		
F8. Motivation autodéterminée (T1)	.28*	.10	.28*	.29*	.37*	.19*	.62*	.49*	-	
F9. Aspirations professionnelles (T2)	.37*	.35*	.15	.34*	.13	.23*	.03	.29*	.27*	-
Moyenne ( <i>M</i> )	3.57	3.14	78.90	5.60	3.93	6.09	3.91	5.40	6.79	2.83
Écart-type ( <i>ÉT</i> )	.89	.96	6.94	1.27	1.07	.73	.70	1.12	4.21	.47

Note. \*  $p < .05$ . Le niveau des aspirations scolaires peut varier de 1 à 5 (1 = études collégiales (DEC), 5 = doctorat). La moyenne cumulative est un pourcentage. Les échelles des perceptions de compétence dans le domaine scolaire, du sentiment d'appartenance aux parents, aux enseignants et aux amis sont de type Likert en 7 points (1 = pas du tout en accord, 7 = très fortement en accord). L'échelle du sentiment d'appartenance au cégep est de type Likert en 7 points (1 = fortement en désaccord, 7 = fortement en accord). Les échelles des variables motivationnelles sont de type Likert dont l'étendue des valeurs se situe entre 1 et 7 (1 = ne correspond pas du tout, 7 = correspond très fortement). La motivation autodéterminée est obtenue à l'aide de la formule mentionnée auparavant. Le niveau des aspirations professionnelles peut varier de 0 à 4 (0 = pas du tout vrai, 4 = tout à fait vrai).

Tableau 2  
 Résultats de l'AFC, du modèle hybride et des analyses d'invariances

Modèle testé	$\chi^2$	<i>dl</i>	CFI	RMSEA	SRMR	$\chi^2$ diff.	<i>dl</i> diff.
AFC							
Modèle 1	473.42	271	.974	.036	.040		
Modèle hybride							
Modèle 2 général	555.63	282	.965	.041	.065		
Invariance en fonction du sexe							
Modèle 3 sans contraintes	974.53	566	.949	.050	.074		
Modèle 4 avec saturations	1021.87	583	.945	.051	.079	*(M4 vs. M3) 44.492	17
Modèle 5 avec saturations et relations	1029.19	595	.946	.050	.080	(M5 vs. M4) 8.460	12
Modèle 6 avec saturations, relations et corrélation	1060.59	616	.944	.050	.091	(M6 vs. M5) 31.398	21

Note. \*  $p < .05$ .

Tableau 3  
*AFC : Coefficient de saturation et erreur de mesure*

Mesure	Coefficient de saturation	Erreur de mesure
AVE3	.85	.28
AVE4	.86	.26
AVE5	.86	.26
AVE6	.90	.20
MOY	1.00	.00
NRELPM1	.92	.15
NRELPM2	.86	.25
NRELPM3	.94	.11
NRELPR1	.80	.36
NRELPR2	.83	.32
NRELPR3	.93	.13
NAMI1	.93	.13
NAMI2	.91	.17
NAMI3	.93	.15
NASCE1	.78	.40
NASCE2	.87	.25
COMPET1	.71	.50
COMPET2	.82	.34
COMPET3	.71	.50
COMPET4	.87	.25
INDEX21A	.84	.29
INDEX22A	.81	.35
INDEX23A	.85	.28
INDEX24A	.87	.24

NASPPR1	.47	.78
NASPPR2	.40	.84
NASPPR3	.68	.54

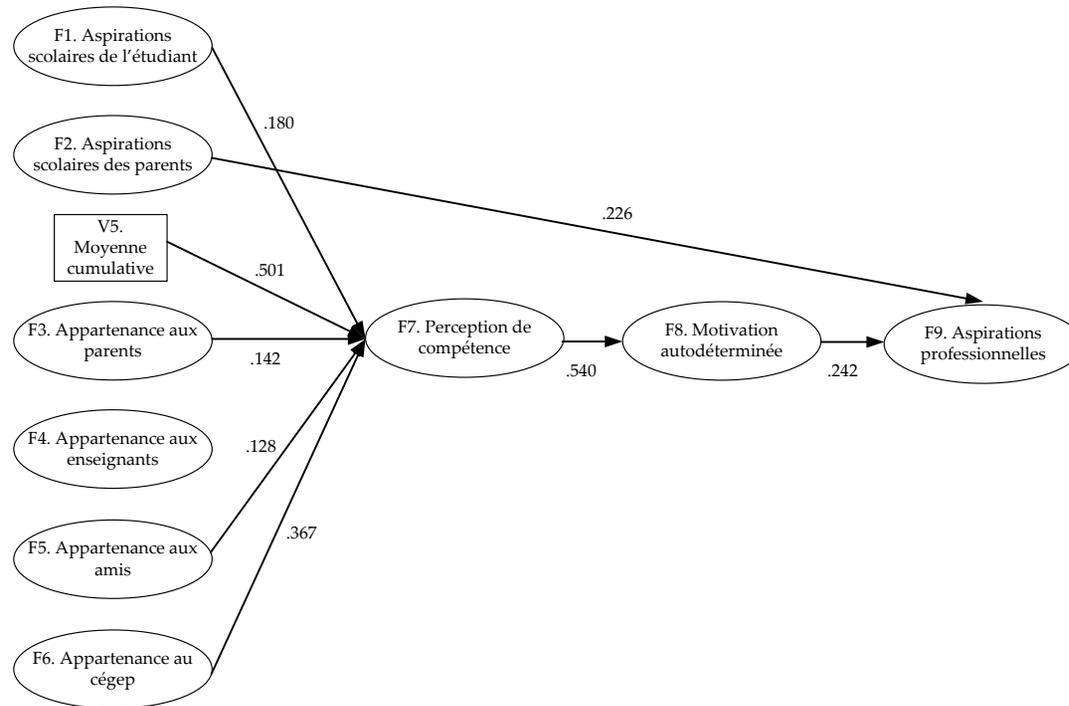
Notes. AVE3 et AVE4 = aspirations de l'étudiant; AVE5 et AVE6 = aspirations des parents; MOY = moyenne cumulative; NRELPM = appartenance aux parents; NRELPR = appartenance aux enseignants; NAMI = appartenance aux amis; NASCE = appartenance au cégep; COMPET = perception de compétence; INDEX = motivation autodéterminée; NASPPR = aspirations professionnelles.

En nous basant sur ces différents résultats de l'AFC, nous concluons que le modèle de mesure est soutenu. Cette étape préliminaire franchie, il est possible d'examiner l'aspect structurel du modèle.

#### *Modèle d'équations structurelles complet*

Le modèle d'équations structurelles suggéré (voir Figure 1) comporte les mêmes facteurs latents que le modèle de mesure testé dans l'AFC. Par ailleurs, ce modèle tient compte de toutes les corrélations possibles entre les facteurs F1 à F6 et l'indicateur V5. Le modèle révèle des indices d'adéquation satisfaisants : le  $\chi^2$  S-B a une valeur de 555.630 ( $df = 282$ ;  $p < .01$ ); CFI = .965; RMSEA = .041; SRMR = .065. Les résultats présentés à la Figure 2 montrent que les aspirations scolaires de l'étudiant sont liées à la perception de compétence ( $\beta = .18$ ;  $p < .05$ ).

Les aspirations parentales, quant à elles, prédisent significativement les aspirations professionnelles ( $\beta = .23$ ;  $p < .05$ ). En ce qui concerne la moyenne cumulative, elle est associée à la perception de compétence ( $\beta = .50$ ;  $p < .05$ ). Les sentiments d'appartenance aux parents, aux amis et au cégep sont significativement reliés à la perception de compétence ( $\beta = .14$ ;  $\beta = .13$ ;  $\beta = .37$ ;  $p < .05$ ), tandis que le sentiment d'appartenance aux professeurs n'est pas associé à celle-ci. La perception de compétence prédit à son tour la motivation autodéterminée ( $\beta = .54$ ;  $p < .05$ ), qui prédit les aspirations professionnelles de l'étudiant mesurées au deuxième temps de mesure ( $\beta = .24$ ;  $p < .05$ ).



*Note.* Les facteurs F1 à F6 et l'indicateur V5 sont corrélés. Dans le but d'alléger le schéma, seuls les liens significatifs entre les facteurs sont présentés.

Figure 2. Résultats de l'analyse du modèle d'équations structurelles complet

*Invariance selon le sexe*

Dans le modèle moins restrictif, aucun paramètre n'est contraint à être égal entre les groupes (filles par rapport aux garçons) et ce modèle révèle des indices d'adéquation satisfaisants (voir Modèle 3 dans Tableau 2). Dans le modèle 4, les coefficients de saturation sont contraints à être invariants en fonction des groupes. D'une part, les différences de  $\chi^2$  S-B révèlent que le modèle varie en fonction du sexe (voir Modèle 4 dans Tableau 2). Des analyses supplémentaires (*LM tests*) ont permis de trouver que seuls un indicateur de la motivation (V22) et un indicateur du sentiment d'appartenance au cégep (V15) sont responsables de cette différence. En effet, une fois ces deux indicateurs libérés, tous les autres coefficients de saturation s'avèrent invariants selon le sexe. De plus, il est important de préciser que les coefficients de saturation libérés (V22 et V15) varient très peu d'un sexe à l'autre (V22 = .74 ♂ et .87 ♀; V15 = .80 ♂ et .93 ♀).

Par ailleurs, si l'on tient compte des recommandations de Cheung et Rensvold (2002) à l'effet d'utiliser le un seuil de .01 au plan du  $\Delta$ CFI pour évaluer l'invariance d'un modèle, et non pas la différence de  $\chi^2$ , on remarque que le modèle 4 est invariant et ce même si les deux contraintes d'égalité ne sont pas libérées. La configuration des résultats nous amène donc à conclure que les coefficients de saturation sont invariants en fonction du sexe. Les garçons et les filles de notre échantillon comprennent donc les questions de la même manière, ce qui nous permet donc de procéder à l'évaluation des deux autres modèles d'invariance : les modèles 5 et 6. Comme présenté dans le Tableau 2, le modèle demeure invariant en fonction du sexe des participants lorsque des contraintes sont ajoutées entre les coefficients de régression (Modèle 5) et entre les covariances (Modèle 6), et ce, peu importe l'indice pris en compte ( $\Delta\chi^2$  S-B,  $\Delta$ CFI) afin d'évaluer l'invariance.

## DISCUSSION

Les objectifs de l'étude étaient de valider un modèle motivationnel des aspirations professionnelles et de vérifier son invariance selon le sexe des étudiants. Les résultats des analyses par équations structurelles suggèrent que le modèle s'applique bien à l'échantillon et que la majorité des liens suggérés sont corroborés (voir Figures 1 et 2). Nous discutons ci-

après les résultats en fonction des différentes composantes de notre modèle.

#### *Déterminants des aspirations professionnelles*

Tel que proposé dans notre modèle, les résultats montrent que la motivation scolaire autodéterminée prédit les aspirations professionnelles des étudiants. Bien qu'aucune étude s'y intéressant n'ait été recensée, ce lien suggère que les aspirations professionnelles seraient aussi associées à des facteurs plus malléables. Celles-ci pourraient alors être enrichies par des interventions visant à améliorer la qualité de la motivation scolaire. De plus, ces résultats concordent en partie avec ceux d'autres chercheurs qui mentionnent que la perception de compétence prédit les aspirations professionnelles (Wettersten et al., 2005; Nauta et al., 1998) et qu'elle joue un rôle important dans le processus de formulation de projets d'études postsecondaires et dans leur poursuite (Ali & McWhirter, 2006; Hardré & Reeve, 2003). Cette relation serait cependant médiée par la motivation scolaire, comme nos résultats le proposent. À ce sujet, la relation entre la perception de compétence et la motivation rapportée dans notre modèle est élevée, ce qui concorde avec la TAD et des études antérieures (Guay & Vallerand, 1997; Vallerand et al., 1997; Zimmerman, 2000).

Les écrits scientifiques portant sur les aspirations soulèvent aussi que la perception qu'ont les étudiants des aspirations scolaires que leurs parents entretiennent pour eux semble prédire leurs propres aspirations scolaires et professionnelles (Hosler & Stage, 1992; RHDCC, 2004; Wattersen et al., 2005). Selon Marzano (2003), ces aspirations parentales perçues par les étudiants pourraient être plus importantes que leurs propres aspirations lorsqu'il s'agit de prédire le rendement scolaire. Il est possible qu'il en soit ainsi pour les aspirations professionnelles, la présente étude indiquant qu'elles sont associées aux aspirations scolaires parentales perçues et non à celles des étudiants.

#### *Appartenance aux enseignants, aux parents, aux amis et perception de compétence*

Dans le cadre de cette étude, le sentiment d'appartenance aux enseignants n'est pas relié significativement à la perception de compétence. Il est possible qu'au collégial, l'influence des enseignants soit plus faible

qu'au secondaire et au primaire. Plus particulièrement, dans les programmes préuniversitaires québécois, les étudiants rencontrent des enseignants différents d'un cours à l'autre, d'une session à l'autre. La création de liens d'appartenance s'avère alors plus ardue. Comme postulé, les résultats indiquent que les sentiments d'appartenance aux parents, aux amis et au cégep sont associés à la perception de compétence.

#### *Appartenance au cégep et perception de compétence*

Afin d'évaluer le contexte relationnel favorisant la motivation, les travaux de recherche portant sur la théorie de l'autodétermination tablent souvent sur le sentiment d'appartenance aux enseignants et aux parents, sur le soutien à l'autonomie apporté par ces figures relationnelles, de même que sur leur niveau d'engagement envers les études du jeune (Guay, Marsh, et al., 2008; Ryan & Deci, 2000; 2002). Or, nos résultats soulignent que, parmi les divers sentiments d'appartenance, celui envers le cégep est le plus associé à la perception de compétence. Les recherches futures portant sur la motivation scolaire devraient donc accorder une attention particulière au sentiment d'appartenance à l'établissement d'enseignement. Favoriser ce sentiment pourrait s'avérer une voie d'intervention importante pour augmenter les ressources motivationnelles des étudiants (voir Osterman, 2000 et Galliher et al., 2004, pour une explication similaire). Ces résultats corroborent certains modèles mis de l'avant dans le domaine de la persévérance scolaire. Entre autres, ils vont de pair avec la notion d'intégration sociale et scolaire de la théorie interactionniste de Tinto (1993). Cet auteur mentionne que les programmes efficaces de persévérance scolaire, par diverses dispositions et actions, mettent de l'avant la création de liens interpersonnels entre les étudiants et leurs collègues, la faculté et les membres de l'institution.

#### *Invariance selon le sexe*

Comme nous l'avons mentionné dans la section des résultats, le modèle s'avère invariant selon le sexe des participants. Cela corrobore les résultats de plusieurs études indiquant que l'aspect structurel de ce type de modèle évaluant l'autonomie et la perception de compétence demeure équivalent indépendamment du genre (Guay et al., 2003; Vallerand et al., 1997) et des contextes culturels (Chirkov & Ryan, 2001; Hayamizu, 1997).

*Limites et conclusion*

La présente étude comporte quelques limites qu'il faut prendre en considération lors de l'interprétation des résultats. Premièrement, les données obtenues dans le cadre de cette étude proviennent majoritairement d'un questionnaire autoadministré (Temps 1). Même si les échelles utilisées présentent des indices de cohérence interne élevés, il serait préférable de les combiner avec d'autres types de mesures (p. ex., questionner les parents et les enseignants).

Deuxièmement, le taux d'attrition au second temps de mesure (38 %) est considérable. Cependant, comme mentionné dans la section des résultats, les analyses de régression effectuées laissent croire que l'impact des variables à l'étude sur la participation au deuxième temps est négligeable. Par ailleurs, nous avons imputé les données manquantes afin d'atténuer cette limite.

Troisièmement, bien que plusieurs recherches portant sur les aspirations scolaires et professionnelles des jeunes s'intéressent au statut socioéconomique des étudiants (Ali & McWhirter, 2006; Andres & Looker, 2001), cette variable n'a pas été mesurée. Seules les aspirations professionnelles ont été évaluées lors d'un deuxième temps de mesure. Par l'utilisation de ce devis transversal, on pourrait croire que la direction des liens du modèle est arbitraire et que la motivation pourrait prédire autant les variables contextuelles que l'inverse. Cependant, à l'aide d'une étude longitudinale s'échelonnant sur trois ans, Guay, Marsh, et al. (2008) montrent que la perception du sentiment d'appartenance aux parents influe sur la motivation scolaire autodéterminée, et non l'inverse. Ces résultats portent à croire que nos liens vont bien dans le sens des hypothèses émises.

Quatrièmement, ce modèle a uniquement été validé avec un seul échantillon. De futures recherches effectuées auprès d'échantillons différents permettraient de consolider davantage les résultats obtenus.

Parmi les divers résultats soulevés dans cette section, deux nous semblent plus percutants. D'une part, la motivation autodéterminée prédit les aspirations professionnelles, ce qui permet de voir celles-ci comme étant plus malléables et d'envisager des interventions s'y attardant par le biais de la motivation. D'autre part, il est intéressant de souligner l'importance de la relation entre le sentiment d'appartenance au cégep et

la perception de compétence. Afin d'augmenter cette dernière, les interventions devraient ainsi tableer sur l'intégration sociale des étudiants dans les institutions (p. ex., activités sociales et sportives, activités de soutien, contacts plus personnalisés entre la direction et les étudiants, mentorat par les pairs, parrainage avec des membres de la communauté).

#### RÉFÉRENCES

- Ali, S. R., & Mcwhirter, E. H. (2006). Rural Appalachian youth's vocational/educational postsecondary aspirations: Applying social cognitive career theory. *Journal of Career Development, 33*(2), 87-111.
- Ali, S. R., Mcwhirter, E. H., & Chronister, K. M. (2005). Self-efficacy and vocational outcome expectations for adolescents of lower socioeconomic status: A pilot study. *Journal of Career Assessment, 13*(1), 40-58.
- Ali, S. R., & Saunders, J. L. (2009). The career aspirations of rural Appalachian high school students. *Journal of Career Assessment, 17*(2), 172-188.
- Andres, L., & Looker, E. D. (2001). Rurality and capital: Educational expectations and attainments of rural, Urban/Rural and metropolitan youth. *Canadian Journal of Higher Education, 31*(2), 1-45.
- Bandura A. (1993). Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational Psychologist, 28*(2), 117-148.
- Bergeron, L.-P., Dunn, K., Lapointe, M., Roth, W., & Tremblay Côté, N. (2004) *Perspectives du marché canadien du travail pour la prochaine décennie, 2004-2013*. Ottawa : Ressources humaines et Développement des compétences Canada.
- Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS: Basic concepts, applications, and programming* (2<sup>nd</sup> ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9*(2), 233-255.
- Chirkov, V. I., & Ryan, R. M. (2001). Parent and teacher autonomy-support in Russian and U.S. adolescents: Common effects on well-being and academic motivation. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 32*(5), 618-635.

- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behaviour*. New York: Plenum Press.
- Deci, E. L., Connell, J. P., & Ryan, R. M. (1989). Self-determination in a work organization. *Journal of Applied Psychology, 74*(4), 580-590.
- Farmer, H., Wardrop, J., Anderson, M., & Risinger, R. (1995). Women's career choices: Focus on science, math, and technology careers. *Journal of Counseling Psychology, 42*(2), 155-170.
- Gallagher, R. V., Rostosky, S. S., & Hughes, H. (2004). School belonging, self-esteem, and depressive symptoms in adolescents: An examination of sex, sexual attraction status, and community context. *Journal of Youth and Adolescence, 33*(3), 235-245.
- Gray, M. P., & O'Brien, K. M. (2007). Advancing the assessment of women's career choices: The career aspiration scale. *Journal of Career Assessment, 15*(3), 317-337.
- Griffith, J. (1996). Relation of parental involvement, empowerment, and school traits to student academic performance. *The Journal of Educational Research, 90*(1), 33-41.
- Guay, F., Larose, S., & Boivin, M. (2004). Academic self-concept and educational attainment level: A ten-year longitudinal study. *Self and Identity, 3*(1), 53-68.
- Guay, F., Marsh, H. W., & Boivin, M. (2003). Academic self-concept and academic achievement: A developmental perspective on their causal ordering. *Journal of Educational Psychology, 95*(1), 124-136.
- Guay, F., Marsh, H. W., Senécal, C., & Dowson, M. (2008). Representations of relatedness with parents and friends and academic motivation during the late adolescence-early adulthood period: Reciprocal or unidirectional effect? *British Journal of Educational Psychology, 78*, 621-637.
- Guay, F., Ratelle, C. F., & Chanal, J. (2008). Optimal learning in optimal contexts: The role of self-determination in education. *Canadian Psychology, 49*(3), 233-240.
- Guay, F., Senécal, C., Gauthier, L., & Fernet, C. (2003). Predicting career indecision: A self-determination theory perspective. *Journal of Counseling Psychology, 50*(2), 165-177.

- Guay, F., & Vallerand, R. J. (1997). Social context, students' motivation, and academic achievement: Toward a process model. *Social Psychology of Education, 1*(3), 211-233.
- Haller, E. J., & Virkler, S. J. (1993). Another look at rural-nonrural differences in students' educational aspirations. *Journal of Research in Rural Education, 9*(3), 170-178.
- Hardré, P. L., & Reeve, J. (2003). A motivational model of rural students' intentions to persist in, versus drop out of, high school. *Journal of educational psychology, 95*(2), 347-356.
- Hayamizu, T. (1997). Between intrinsic and extrinsic motivation: Examination of reasons for academic study based on the theory of internalization, *Japanese Psychological Research, 39*(2), 98-108.
- Hill, L. G., & Werner, N. E. (2006). Affiliative motivation, school attachment, and aggression in school. *Psychology in the Schools, 43*(2), 231-246.
- Hossler, D., & Stage, F. K. (1992). Family and high school experience influences on the postsecondary educational plans of ninth-grade students. *American Educational Research Journal, 29*(2), 425-451.
- Hull-Blanks, E., Kurpius, S. E. R., Befort, C., Sollenberger, S., Nicpon, M. F., & Huser, L. (2005). Career goals and retention-related factors among college freshmen. *Journal of Career Development, 32*(1), 16-30.
- Kanan, H. M., & Baker, A. M. (2006). Influence of international schools on the perception of local students' individual and collective identities, career aspirations and choice of university. *Journal of Research in International Education, 5*(3), 251-268.
- Kenny, M. E., Blustein, D. L., Chaves, A., Grossman, J. M., & Gallagher, L. A. (2003). The role of perceived barriers and relational support in the educational and vocational lives of urban high school students. *Journal of Counselling Psychology, 50*(2), 142-155.
- Kuncel, N. R., Credé, M., & Thomas, L. (2005). The validity of self-reported grade point averages, class ranks, and test scores: A meta-analysis and review of the literature. *Review of Educational Research, 75*(1), 63-82.
- Losier, G. F., Vallerand, R. J., & Blais, M. R. (1993). Construction et validation de l'Échelle des Perceptions de Compétence dans les Domaines de Vie (EPCDV). *Science et comportement, 23*, 1-16.

- Marsh, H. W., & Yeung, A. S. (1998). Top-down, bottom-up, and horizontal models: The direction of causality in multidimensional, hierarchical self-concept models. *Journal of Personality and Social Psychology, 75*(2), 509-527.
- Marzano, R. J. (2003). *What works in schools?* Alexandria, VA: Association for Supervision and Curriculum Development.
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport (2009). *Indicateurs de l'éducation - Édition 2009*. Retrieved November 1st 2010, from <http://www.mels.gouv.qc.ca/sections/indicateurs/index.asp>
- Muthén, B., Kaplan, D., & Hollis, M. (1987). On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. *Psychometrika, 52*(3), 431-462.
- Nauta, M. M., Epperson, D. L., & Kahn, J. H. (1998). A multiple-groups analysis of predictors of higher level career aspirations among women in mathematics, science, and engineering majors. *Journal of Counseling Psychology, 45*(4), 483-496.
- O'Brien, K. M. (1996). The influence of psychological separation and parental attachment on the career development of adolescent women. *Journal of Vocational Behavior, 48*(3), 257-274.
- Osterman, K. F. (2000). Students' need for belonging in the school community. *Review of Educational Research, 70*(3), 323-367.
- Quaglia, R. J., & Cobb, C. D. (1996). Toward a theory of student aspirations. *Journal of Research in Rural Education, 12*(3), 127-132.
- Ressources humaines et Développement des compétences Canada (2004, mai). *Les aspirations des jeunes Canadiens à des études avancées*. Retrieved November 7, 2007, from <http://www.rhdcc-hrsdc.gc.ca/fra/sm/ps/rhdcc/pa/publications/2004-002631/page00.shtml>
- Richer, S. F., & Vallerand, R. J. (1998). Construction et validation de l'Échelle du sentiment d'appartenance sociale. *Revue européenne de psychologie appliquée, 48*(2), 129-137.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist, 55*(1), 68-78.

- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2002). An overview of self-determination theory. In E. L. Deci & R. M. Ryan (Eds.), *Handbook of self-determination research* (pp. 3-33). Rochester, NY: University of Rochester Press.
- Ryan, R. M., & Grolnick, W. S. (1986). Origins and pawns in the classroom: Self-report and projective assessments of individual differences in children's perceptions. *Journal of Personality and Social Psychology, 50*(3), 550-558.
- Sánchez, B., Colón, Y., & Esparza, P. (2005). The role of sense of school belonging and gender in the academic adjustment of Latino adolescents. *Journal of Youth and Adolescence, 34*(6), 619-628.
- Satorra, A., & Bentler, P.M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika, 66*(4), 507-514.
- Sheldon, K. M., & Elliot, A. J. (1998). Not all personal goals are "personal": Comparing autonomous and controlling goals on effort and attainment. *Personality and Social Psychology Bulletin, 24*(5), 546-557.
- Simons-Morton, B. G., & Crump, A. D. (2003). Association of parental involvement and social competence with school adjustment and engagement among sixth graders. *Journal of School Health, 73*(3), 121-131.
- Tinto, V. (1993). *Leaving college: Rethinking the causes and cures of student attrition*. Chicago: University of Chicago Press.
- Vallerand, R. J., Blais, M. R., Brière, N. M., & Pelletier, L. G. (1989). Construction et validation de l'Échelle de Motivation en Éducation (EME). *Revue canadienne des sciences du comportement, 21*(3), 323-349.
- Vallerand, R. J., Fortier, M. S., & Guay, F. (1997). Self-determination and persistence in a real-life setting: Toward a motivational model of high school dropout. *Journal of Personality and Social Psychology, 72*(5), 1161-1176.
- Wettersten, K. B., Guilmino, A., Herrick, P., Hunter, P. J., Kim, G. Y., Jagow, D., et al. (2005). Predicting educational and vocational attitudes among rural high school students. *Journal of Counseling Psychology, 52*(4), 658-663.
- Zimmerman, B. J. (2000). Self-efficacy: An essential motive to learn. *Contemporary Educational Psychology, 25*(1), 82-91.

**BIOGRAPHIE**

David Litalien est étudiant au doctorat en sciences de l'orientation. La persévérance aux études universitaires, la motivation scolaire et la disparité régionale du taux de diplomation sont les champs de recherche qu'il privilégie.

Frédéric Guay est titulaire de la chaire de recherche du Canada sur la motivation et la réussite scolaires et professeur titulaire à la Faculté des sciences de l'éducation.