

# Le lien entre le biais d'auto-évaluation de compétence et la performance scolaire : rôle de l'autorégulation et de la compréhension des attentes de l'enseignant<sup>1</sup> par l'élève

---

Ludivine Jamain

*Université Grenoble Alpes*

Thérèse Bouffard

*Université du Québec à Montréal*

Pascal Pansu

*Université Grenoble Alpes*

---

1 Pour faciliter la lecture, nous utiliserons le terme enseignant de manière générique pour faire référence aux enseignantes et enseignants.

## Résumé

Certains élèves se perçoivent comme étant moins bons ou meilleurs qu'ils ne le sont effectivement à l'école. On parle dans ce cas d'un biais dans l'auto-évaluation de leur compétence scolaire. Plusieurs études ont montré qu'un biais d'auto-évaluation de compétence scolaire est lié à l'adaptation et à la réussite scolaire des élèves. Cependant, peu ont examiné les processus expliquant ces liens. L'objectif de cette étude est d'examiner si la motivation et la compréhension des attentes de l'enseignant par l'élève médiatisent les liens entre ce biais, l'autorégulation et la performance future des élèves en français. Des élèves ( $N = 501$ , 278 filles) âgés de 8-9 ans ont participé à 3 rencontres avec passation d'épreuve (en milieu et en fin de 3<sup>e</sup> année, et en milieu de 4<sup>e</sup> année du cycle élémentaire). Un modèle d'équations structurelles à variables latentes et manifestes a permis de révéler que si la compréhension des attentes de l'enseignant et la motivation médiatisent le lien entre le biais d'auto-évaluation et l'autorégulation, seule la compréhension des attentes de l'enseignant par l'élève médiatise le lien entre le biais et la performance de l'élève.

*Mots-clés* : autorégulation des apprentissages, motivation, auto-évaluation de compétence, performance scolaire, compréhension des attentes de l'enseignant

## Abstract

Some students perceive themselves as performing less well or better in school than they actually do. In these cases, we talk about a bias in the self-evaluation of their academic competence. Several studies have shown that bias in self-evaluation of school competence is linked to student adaptation and academic success. However, little attention has been paid to the processes that explain these relationships. The purpose of this study is to examine whether students' motivation and understanding of teacher expectations mediate the links between the self-evaluation of competence bias, self-regulation, and future performance in French language arts. The participants were 501 students aged 8–9 years (278 girls) who met three times (at the middle and at the end of the third year, and in the middle of the fourth year of elementary school). A structural equation modelling with latent and manifest variables revealed that while student understanding of teacher expectations and motivation both mediate the link between

self-evaluation of competence bias and self-regulation, only student understanding of teacher expectations mediates the link between students' bias and performance.

*Keywords:* self-regulation learning, motivation, self-evaluation of school competence, school achievement, understanding teacher expectations

### **Note**

Ces travaux ont été réalisés dans le cadre du projet ANR-2016 SCHOOLBIAS soutenu par l'Agence nationale de la recherche : [ANR-16-CE28-0011](#). La procédure de recueil et de stockage des données a fait l'objet d'une déclaration et d'un enregistrement auprès de la Commission nationale de l'informatique et des libertés de France (n° déclaration registre : 0886549).

L'étude relatée dans cet article est aussi tirée de la thèse doctorale de la première auteure.

## Introduction

Pour réussir à l'école, les élèves doivent non seulement avoir les compétences requises, mais aussi une perception positive de celles-ci afin de les mobiliser pleinement (Bandura, 1986 ; Harter, 1982, 1999 ; Marsh, 1990 ; Valentine et al., 2004). Cependant, cette perception est loin d'être toujours réaliste et certains élèves révèlent un écart entre leur compétence scolaire réelle et l'évaluation qu'ils en font. Cet écart traduit ce que des chercheurs appellent un biais d'auto-évaluation de sa compétence scolaire (Bouffard et Narciss, 2011 ; Bouffard et al., 2013 ; Phillips, 1984). L'étude présentée dans cet article vise à en apprendre davantage sur les effets du biais d'auto-évaluation de compétence spécifique à la discipline du français sur différentes variables d'adaptation psychosociales et scolaires, comme l'autorégulation et la performance des élèves dans cette discipline. Si les élèves ayant un biais d'auto-évaluation positif de leur compétence scolaire semblent mieux réussir au fil du temps que les élèves ayant une perception de compétence réaliste ou un biais d'auto-évaluation négatif (Bonneville-Roussy et al., 2017 ; Bouffard et Narciss, 2011 ; Côté et al., 2014), les mécanismes sous-jacents liés à la meilleure performance des élèves biaisés positivement gagnent à être davantage explorés empiriquement. Une piste est testée ici en articulant le lien entre le biais d'auto-évaluation et la performance de l'élève autour du processus d'autorégulation des apprentissages des élèves. Un biais positif serait lié positivement à l'autorégulation de l'élève dans ses apprentissages (Côté et al., 2014) et contribuerait ainsi à développer son autonomie, une compétence associée à la réussite scolaire (voir les enquêtes internationales PISA de 2003, 2009 et 2012 [OCDE, 2004, 2011, 2014]). Plus spécifiquement, cette étude teste un modèle théorique de la performance. Ce modèle appréhende l'autorégulation des apprentissages et deux variables théoriquement liées au processus d'autorégulation, à savoir la compréhension des attentes de l'enseignant et la motivation des élèves, comme des variables par lesquelles transite la relation entre le biais d'auto-évaluation de compétence scolaire d'élèves de troisième année du cycle élémentaire et leur performance en français l'année suivante. L'ancrage théorique de ces variables et les liens qui les unissent seront présentés avant d'expliquer la méthodologie choisie pour tester notre modèle théorique.

## **Biais d'auto-évaluation de sa compétence et adaptation psychosociale et scolaire**

L'auto-évaluation de sa compétence dans un domaine réfère à l'idée que se font les individus de leur capacité à réussir les tâches qu'ils doivent accomplir (Bandura, 1986 ; Harter, 1978). Selon Bandura (1986), cette perception se construit et évolue au fur et à mesure des expériences de réussites et d'échecs. D'autres sources d'information, comme la comparaison sociale, le jugement perçu d'autrui ou encore la comparaison à un standard intériorisé, interviennent dans cette construction (Bandura, 1986 ; Boissicat et al., 2012 ; Dijkstra et al., 2010 ; Festinger, 1954 ; Mussweiler et al., 2004). La persuasion verbale et la perception réfléchie de sa compétence par des personnes significatives dans un domaine donné sont aussi des sources pertinentes d'information (Bandura, 1986 ; Bordeleau et Bouffard, 1999 ; Harter, 1999 ; Nurra et Pansu, 2009 ; Stipek, 1988, 2002). Le traitement des informations provenant de ces différentes sources peut conduire l'élève à une auto-évaluation juste ou biaisée, positivement ou négativement, de sa compétence. Un biais négatif d'auto-évaluation de sa compétence s'associerait à des effets délétères sur les plans émotionnel, motivationnel et cognitif chez l'élève : il est moins motivé, plus passif dans ses apprentissages, a des attentes de rendement plus faibles (Bouffard et al., 2013 ; Phillips, 1984, 1987) et un rendement effectivement plus faible (Bouffard et al., 2003). L'étude des corrélats du biais d'auto-évaluation négatif a conduit les chercheurs à faire le rapprochement entre un biais négatif et un schéma de pensées dysfonctionnel (Vaillancourt et Bouffard, 2009). Un fort sentiment d'incompétence vis-à-vis du travail scolaire caractériserait ce schéma, conduisant les élèves à interpréter négativement les informations reçues sur ce dernier (Bouffard et al., 2013). À l'inverse, un biais d'auto-évaluation positif de compétence s'associerait à un schéma fonctionnel dans la mesure où il serait lié à un meilleur rendement en français et en mathématiques qu'une auto-évaluation réaliste de sa compétence ou qu'un biais négatif (Bonneville-Roussy et al., 2017 ; Bouffard et Narciss, 2011). Il participe également à une motivation élevée, à une recherche de défis et à l'utilisation de stratégies d'apprentissage et d'autorégulation adaptées, ces dernières étant positivement liées à la réussite scolaire des élèves (Bouffard et Narciss, 2011). L'autorégulation des apprentissages tient ainsi une place privilégiée dans le lien entre le biais d'auto-évaluation de compétence de l'élève et sa réussite scolaire : si les individus ne se sentent pas en mesure d'atteindre les objectifs qu'ils se

sont fixés ou qu'on leur a fixés, ils auront peu de raisons de le faire ou de persévérer face aux difficultés (Bandura, 1997).

***L'autorégulation au service des apprentissages.*** La réussite scolaire suppose un investissement important de l'élève dans ses études. Il va devoir gérer de manière autonome ses acquisitions, c'est-à-dire se fixer des buts d'apprentissage clairs, sélectionner les bonnes stratégies à mobiliser et être en mesure de contrôler ses propres résultats (Bouffard et al., 2004). L'autorégulation est centrale dans ce processus d'acquisition et d'utilisation des connaissances, et son enjeu devient plus important à mesure que l'élève progresse dans son cheminement scolaire. L'autorégulation des apprentissages réfère à la mobilisation par l'élève d'un ensemble de ressources pour exercer un contrôle actif sur son travail scolaire (Winne, 1995 ; Zimmerman, 2001 ; Zimmerman et Schunk, 2011). Ces ressources prennent la forme de stratégies cognitives, métacognitives et motivationnelles adaptées aux apprentissages et aux buts à atteindre (Boekaerts et Corno, 2005 ; Bouffard et Vezeau, 2010 ; Zimmerman, 1986, 2001).

***Phases de l'autorégulation des apprentissages.*** L'autorégulation des apprentissages comporte trois phases interdépendantes constitutives d'une boucle rétroactive intervenant à différentes étapes de l'apprentissage (Zimmerman, 2002). L'engagement de l'élève dans ses apprentissages génère une rétroaction qui alimente le travail métacognitif des phases précédentes ou subséquentes. À mesure que l'élève progresse dans l'exécution d'une tâche, les processus d'orientation du comportement, de contrôle ainsi que les réactions opèrent simultanément et de manière dynamique ; le but et les plans pour l'atteindre peuvent donc être modifiés selon la rétroaction issue de ces processus (Lefebvre-Pinard et Pinard, 1985 ; Veenman, 2011 ; Zimmerman, 2002).

La première phase de l'autorégulation est dite « de préparation ». L'élève analyse la tâche à réaliser et les ressources dont il dispose: il se fixe des buts ou cherche à comprendre ceux fixés par autrui et planifie la manière de les atteindre en fonction de cette compréhension. Durant cette phase, il mobilise des connaissances sur lui-même, dont l'évaluation qu'il fait de sa compétence en la matière, et les connaissances dont il dispose sur le contexte de réalisation (la tâche à réaliser), afin de prévoir ses actions et de sélectionner les stratégies les plus pertinentes (Bouffard et Vezeau, 2010 ; Locke et al., 1984 ; Pintrich, 2002). Ici, une bonne perception de sa compétence et du but à atteindre

est censée être liée positivement aux autres phases du processus d'autorégulation ainsi qu'à la performance future de l'élève (Locke et Latham, 1990 ; Zimmerman, 2002).

La seconde phase est consacrée à la réalisation de la tâche : l'élève met en action les stratégies retenues à la phase précédente. Ses comportements, ses cognitions, ses émotions et sa motivation sont orientés vers l'atteinte du but. Il supervise l'application des stratégies planifiées en amont et évalue leur efficacité. Cette évaluation est généralement implicite et s'exprime sous forme de pensées ou de sentiments informant l'individu si sa démarche se déroule correctement ou non. Selon le verdict, il sera tenté de poursuivre sa démarche en l'état ou, à l'inverse, de l'interrompre et de la réorienter quand les choses lui semblent mal engagées.

Durant la troisième phase dite « de réflexion », l'élève confronte les résultats obtenus en regard du but poursuivi et des stratégies mobilisées. Il juge de l'efficacité de l'ensemble de sa démarche, prend conscience des difficultés rencontrées et de l'efficacité des solutions apportées. C'est par cette confrontation entre sa démarche, les stratégies utilisées et les résultats obtenus que l'élève acquiert de nouvelles connaissances venant enrichir son savoir métacognitif initial. Les conclusions qui découlent de cette phase de réflexion, qui renvoient à l'évaluation que l'élève fait du travail qu'il a effectué, sont autant d'informations qui lui permettent de réévaluer la perception qu'il a de sa compétence (Bandura, 1986 ; Boissicat et al., 2012). Enfin, cela lui permettra d'être mieux outillé lorsqu'il se retrouvera devant le même type de tâche (Bouffard et Vezeau, 2010 ; Butler et Winne, 1995 ; Corno et Mandinach, 1983 ; Perry et al., 2006 ; Pintrich et Zusho, 2002 ; Winne et Perry, 2000 ; Zimmerman, 1986).

En somme, l'autorégulation est un processus lourd et coûteux susceptible d'affecter les apprentissages scolaires et la performance à différents égards. Les études montrent que l'adoption par un élève d'une démarche autorégulée dans ses apprentissages est positivement liée à sa performance scolaire (Cleary et al., 2015 ; Weinstein et Acee, 2013). À cet effet, Graham et Harris (2005) ont montré que le développement des stratégies d'autorégulation permet d'améliorer la qualité de l'écriture chez les élèves, leurs connaissances en écriture, leur attitude envers l'écriture, leur sentiment d'auto-efficacité, leurs efforts ou encore leur motivation. Dans cette perspective, l'autorégulation des apprentissages, ou l'apprentissage autorégulé, fait globalement référence aux processus qui permettent aux individus d'activer et de maintenir des cognitions, des affects et des conduites orientés vers l'atteinte des buts qu'ils se sont fixés au préalable

(Schunk, 1994). Si l'évaluation que fait l'élève de sa compétence joue un rôle majeur dans la mobilisation de ses ressources et dans sa persévérance dans la réalisation de la tâche, deux autres variables liées au processus d'autorégulation des apprentissages paraissent centrales pour appréhender le lien entre l'auto-évaluation que fait l'élève de sa compétence et la performance de ce dernier. La première concerne la façon dont l'élève comprend ce que son enseignant lui demande de faire à l'école et renvoie à des processus cognitifs nécessaires à la planification des actions. La seconde est sa motivation intrinsèque qui renvoie à l'intérêt et au plaisir que retire l'élève de son engagement dans la tâche ou l'activité.

**La compréhension des attentes.** La compréhension par l'élève de ce que son enseignant lui demande de faire à l'école est théoriquement liée au processus d'autorégulation et trouve son importance dans la préparation de la tâche à réaliser (première phase de l'autorégulation ; voir Locke et Latham, 1990 ; Zimmerman, 2002). Dès lors, l'explicitation par l'enseignant de ce que doit faire l'élève pour réussir cette tâche, la présence de standards de réussite ainsi qu'une bonne compréhension par l'élève de ces informations devraient faciliter la sélection des stratégies les plus appropriées à l'atteinte des objectifs ciblés (Pressley et Harris, 2006). À l'inverse, un manque d'information sur la tâche à réaliser ou une mauvaise compréhension de celle-ci est susceptible d'entraver ses apprentissages, l'élève pouvant difficilement repérer et mobiliser les stratégies adéquates pour réguler les actions qu'il entreprend (Zimmerman, 2002). En outre, ce manque de clarté peut générer une surcharge en mémoire de travail préjudiciable aux apprentissages (Kirschner et al., 2006 ; Kissane et al., 2008 ; Nadolski et al., 2005 ; Sweller, 1994). Si l'explicitation des objectifs par l'enseignant est un objet de recherche largement exploré pour accroître les connaissances sur les pratiques efficaces des enseignants (p. ex. Hattie, 2008), il reste maintenant à préciser clairement ce que comprend l'élève de ces attentes. Par ailleurs, nous avons vu que le schéma de pensées fonctionnel ou dysfonctionnel intériorisé par un élève ayant un biais d'auto-évaluation de sa compétence pourrait colorer ses perceptions des informations concernant son travail scolaire (Bonneville-Roussy et al., 2017 ; Bouffard et Narciss, 2011 ; Bouffard et al., 2013). Il est dès lors pertinent de se demander si ce biais d'auto-évaluation est également lié à sa perception d'autres informations pouvant affecter son travail comme la compréhension de ce que son enseignant attend de lui pour qu'il réussisse à l'école.

**La motivation intrinsèque.** La motivation fait référence à un concept hypothétique utilisé pour décrire des forces internes ou externes qui définissent le déclenchement, la direction, l'intensité, la persistance ou l'arrêt d'un comportement ou d'une action (Fenouillet, 2009). Dans le processus d'apprentissage, la motivation sous-tend les actions mises en place par l'individu pour atteindre des buts personnels ou fixés par un tiers (Cosnefroy, 2011). La motivation permet à l'élève de s'engager et de maintenir ses actions en direction des objectifs malgré les difficultés rencontrées (Zimmerman, 2001). La motivation intrinsèque, ou motivation autodéterminée, qui place l'élève au cœur de la dynamique motivationnelle, renvoie à l'idée que l'individu s'investit dans des activités pour l'intérêt et la satisfaction qu'elles lui procurent (Deci et Ryan, 1985). Particulièrement étudiée dans le domaine scolaire, elle traduit l'idée que l'engagement cognitif et la persévérance de l'élève pourraient être maintenus même lorsqu'il n'y a pas de récompense à la clé, parce que l'élève porte un intérêt certain à l'activité (Viau, 1999). À ce jour, bon nombre d'études ont montré que la perception de compétence est centrale dans la motivation de l'élève : plus la perception de compétence de l'élève est bonne, plus il est motivé (Bandura et al., 1996 ; Valentine et al., 2004). Peu importe le niveau scolaire de l'élève, une bonne perception de compétence contribuerait à maintenir une motivation suffisante à l'autorégulation des apprentissages, qui conduirait à de meilleures performances. En effet, une démarche autorégulée ne va pas de soi et implique un engagement actif et un maintien dans le temps des efforts entrepris. La motivation de l'élève est donc très souvent considérée comme une composante essentielle de l'autorégulation et de la réussite scolaire (Bouffard-Bouchard et al., 1993 ; Schunk et Zimmerman, 2008).

## Objectifs et Hypothèses

L'objectif de cette étude est d'examiner, sur un plan longitudinal (trois collectes de données sur deux années auprès des mêmes élèves), le lien entre le biais d'auto-évaluation de compétence des élèves et leur performance en français. Conformément à la littérature, nous supposons un lien indirect qui pourrait s'expliquer par les liens unissant le biais d'auto-évaluation à d'autres variables, dites médiatrices. Ces variables nous renseignent sur le mécanisme par lequel le biais et la performance seraient liés. Plus précisément, nous nous attendons à ce que ce lien soit médiatisé principalement par



compréhension des attentes et la motivation de l'élève dans la planification et la mise en action, notre quatrième hypothèse (H4) est que ces deux variables seront liées à l'autorégulation au temps 2, qui à son tour sera liée à la performance en français au temps 3. Pour tester le lien entre l'autorégulation et la performance, des liens directs ont été ajoutés entre la performance au temps 1 et la performance au temps 3, la compréhension des attentes et la motivation au temps 2, et la performance au temps 3. Ces liens de contrôle permettent de s'assurer, dans l'éventualité d'un lien significatif entre l'autorégulation et la performance, que cette relation ne soit pas due à l'effet d'une autre variable du modèle sur la performance.

## Méthode

### Participants et procédure

Les chercheurs ont invité, en milieu d'année scolaire (janvier 2015), 501 élèves (278 filles ; âge moyen = 8 ans et 6 mois) de 28 classes de 3<sup>e</sup> année du cycle élémentaire (T-1, CE2<sup>2</sup>) à répondre à des énoncés mesurant leur perception de compétence en français, leur compréhension des attentes de leur enseignant, leur motivation intrinsèque en français et leur autorégulation, puis à réaliser une épreuve standardisée en français. Ces élèves ont été rencontrés une deuxième fois en fin d'année scolaire (juin 2015) pour répondre aux mêmes énoncés (T-2). Enfin, ils ont été sollicités une troisième fois au milieu de leur 4<sup>e</sup> année (décembre/janvier 2015/2016, T-3) pour réaliser une nouvelle épreuve standardisée en français. Le score obtenu à cette dernière est la mesure de performance finale. Les élèves provenaient de 19 écoles élémentaires de l'académie de Grenoble,<sup>3</sup> situées dans des zones urbaines, semi-urbaines et rurales, et sélectionnées sur la base du volontariat. Au préalable, les chercheurs ont veillé à obtenir les accords nécessaires des élèves, de leurs parents, de l'établissement scolaire et des enseignants. Un membre de l'équipe de recherche s'est rendu dans les classes à l'occasion des différentes rencontres afin d'encadrer la passation des épreuves.

---

2 En France, le « cours élémentaire deuxième année (CE 2) » correspond à la troisième année du primaire au Canada.

3 L'académie de Grenoble est l'une des trente circonscriptions administratives de l'Éducation nationale française.

## Questionnaire de perception de l'élève à l'école

Un questionnaire portant sur les perceptions qu'a l'élève de lui-même à l'école, composé de 19 énoncés, a été élaboré. Une échelle de Likert en 4 points, allant de 1 = *pas du tout vrai* à 4 = *tout à fait vrai*, suivait chaque énoncé. Une échelle présentant les cotes inverses suivait les énoncés inversés (allant de 4 = *pas du tout vrai* à 1 = *tout à fait vrai*). Une analyse factorielle, présentée dans la section résultat, a été réalisée pour les variables latentes du modèle théorique afin de confirmer le regroupement opéré entre les énoncés composant ces variables (tableau 1).

### Variables latentes

***La compréhension des attentes de l'enseignant.*** Pour les besoins de cette étude, les chercheurs ont élaboré trois énoncés se rapportant à la compréhension des attentes des enseignants. La compréhension qu'a l'élève des attentes de l'enseignant mesure le sentiment de l'élève de bien discerner les attentes de son enseignant pour réussir à l'école. Plus le score est élevé, plus il indique que les élèves rapportent avoir une bonne compréhension de ce qui est attendu d'eux pour réussir à l'école. Les énoncés et la saturation du facteur latent sont présentés dans le tableau 1.

***La motivation intrinsèque spécifique au français.*** Trois énoncés, inspirés du *Young Children's Academic Intrinsic Motivation Inventory* (Gottfried, 1990) et adaptés en français par Bordeleau et Bouffard (1999), ont servi à évaluer la motivation intrinsèque en français. Ces énoncés se rapportent à la satisfaction et au plaisir qui poussent l'élève à travailler en français. Plus le score est élevé, plus l'élève rapporte être motivé intrinsèquement. Le tableau 1 présente les énoncés et la saturation du facteur latent.

***L'autorégulation générale des apprentissages scolaires.*** Six énoncés, inspirés de l'échelle d'autorégulation de la *Motivated Strategies for Learning Questionnaire* (MSLQ) de Pintrich et al. (1991), ont servi à mesurer l'autorégulation scolaire. Ces énoncés renvoient à la capacité des élèves à contrôler leurs efforts et leur attention face aux distractions et aux tâches difficiles ou complexes. Plus le score est élevé, plus l'élève rapporte être actif dans la régulation de ses apprentissages. Le tableau 1 présente les énoncés et la saturation du facteur latent.

## Variables manifestes

Les scores de perception de compétence (mesurés aux temps 1 et 2) et les scores de performance en français en 3<sup>e</sup> année (mesurés au temps 1) ont servi à mesurer le biais d'auto-évaluation de compétence de l'élève aux T1 et T2.

**La perception de compétence en français.** Les élèves ont évalué leur compétence en français à partir de la sous-échelle de perception de compétence scolaire de Harter (1982) traduite en langue française (Guilbert, 1990) et adaptée pour correspondre à la discipline scolaire du français. Voici un exemple des six énoncés : « J'ai l'impression de très bien réussir mon travail en français ». Plus le score est élevé, plus la perception de compétence de l'élève est positive. La cohérence interne de cette mesure est satisfaisante ( $\alpha = .77$  au T-1 et  $\alpha = .81$  au T-2).

**Les performances en français en 3<sup>e</sup> et 4<sup>e</sup> année du cycle élémentaire.** La performance des élèves en français a été évaluée à partir d'une sélection d'exercices tirée des évaluations standardisées nationales mises en place par la direction générale de l'enseignement scolaire (DGESCO) et par les services académiques départementaux. Les épreuves sont composées d'exercices semblables à ceux rencontrés par les élèves à l'école pour mesurer leur performance dans différentes compétences en français, selon le programme d'acquisition de chaque niveau scolaire. Les élèves ont effectué, collectivement, en classe, les exercices retenus. L'équipe de recherche a corrigé ceux-ci dans l'anonymat grâce à une grille de correction préétablie reprenant les critères et les indicateurs d'évaluation des épreuves d'origine. Les épreuves de 3<sup>e</sup> et 4<sup>e</sup> années ne présentant pas le même nombre d'items (26 pour l'épreuve de 3<sup>e</sup> année et 47 pour l'épreuve de 4<sup>e</sup> année), le score global de chacune des épreuves a été ramené sur 20 pour faciliter l'interprétation des résultats. En 3<sup>e</sup> année, les performances ont été évaluées en compréhension, en écriture et orthographe, en reconnaissance de mots et en production de textes. Le score moyen obtenu en 3<sup>e</sup> année était de 11.39 sur 20 ( $\overline{ET} = 4.39$ ). En 4<sup>e</sup> année, en plus de l'évaluation de la compréhension et de l'orthographe, l'accent a été mis sur les compétences en conjugaison, vocabulaire et grammaire. Le score moyen obtenu en 4<sup>e</sup> année était de 9.69 sur 20 ( $\overline{ET} = 3.98$ ).

**La mesure du biais d'auto-évaluation en français.** Cette variable correspond au résidu de la régression de la perception de compétence des élèves mesurée en français à deux reprises (T-1 et T-2) sur le score des élèves aux épreuves standardisées de 3<sup>e</sup> année mesuré au T-1. Cette mesure résiduelle est l'opérationnalisation la plus répandue pour calculer le biais d'auto-évaluation (Bouffard et al., 2006 ; Bouffard et Narciss, 2011 ; Cole et al., 1999 ; Côté et Bouffard, 2011 ; Gramzow et al., 2003 ; Paulhus et John, 1998 ; Robins et Beer, 2001 ; Vaillancourt et Bouffard, 2009). Plus le résidu est positif, plus le biais est positif, et inversement. Comme recommandé pour l'analyse de matrices de variance-covariance, les résidus non standardisés ont été utilisés dans cette étude.

## Résultats

### Analyses factorielles et relations entre les facteurs

Une analyse factorielle selon les axes principaux a été réalisée pour chaque temps de mesure sur les 12 énoncés composant les 3 variables latentes du modèle avec une rotation oblique (*oblimin direct*). L'adéquation de l'échantillonnage pour l'analyse a été vérifiée avec la mesure Kaiser–Meyer–Olkin (KMO ; SPSS). Les résultats obtenus (KMO = .77 [T-1] et .79 [T-2]) permettent de considérer le schéma corrélational comme suffisamment compact pour que l'analyse factorielle puisse être fiable (proche de .80 considéré comme satisfaisant par Hutcheson et Sofroniou, 1999). Les valeurs KMO des énoncés individuels, qui mesurent l'adéquation de l'échantillonnage pour chaque variable, sont ici toutes supérieures à .64 (T-1 et T-2) et donc supérieures à la limite acceptable de .50 (Field, 2013). Les chercheurs ont effectué une première analyse afin de déterminer le nombre de facteurs à extraire selon le critère de Kaiser. Trois facteurs avaient des valeurs propres supérieures à 1 et expliquaient, toutes sommes cumulées, 46.96 % (T-1) et 49.56 % (T-2) de la variance. Les éléments regroupés sur le même facteur indiquent que le premier facteur représente la variable de l'autorégulation des apprentissages des élèves ; le deuxième facteur, la motivation intrinsèque ; et le troisième facteur, la compréhension des attentes de l'enseignant.

À la suite de ces analyses, un énoncé de la motivation intrinsèque a été supprimé aux deux temps de mesure, car il saturait au second temps de mesure à .41 sur le premier

facteur (autorégulation). Le tableau 1 indique la matrice de forme, après rotation oblique de l'analyse factorielle selon les axes principaux, réalisée pour chaque temps de mesure sur les 11 énoncés restants.

**Tableau 1.** Résumé de l'analyse factorielle oblique des variables latentes au premier temps de mesure ( $N = 501$ )

Énoncés	Facteurs T-1			Facteurs T-2		
	1	2	3	1	2	3
Je me concentre quand je fais un exercice à l'école.	<b>.592</b>	-.066	.018	<b>.471</b>	.012	-.184
Je suis capable de me motiver moi-même pour faire mon travail scolaire.	<b>.469</b>	-.005	-.072	<b>.448</b>	.004	-.084
J'écoute avec attention mon enseignant.	<b>.564</b>	.055	-.098	<b>.620</b>	.024	-.025
Je m'organise pour finir mon travail à temps.	<b>.501</b>	-.023	.100	<b>.464</b>	.001	.017
J'évite le plus souvent de me laisser distraire par les autres.	<b>.357</b>	.065	-.009	<b>.422</b>	.019	.079
Je me prépare bien avant un contrôle.	<b>.361</b>	.045	-.115	<b>.502</b>	-.038	-.018
Quand on fait du français en classe, je travaille parce que c'est agréable ce que l'on fait.	.028	<b>.846</b>	.129	-.014	<b>.779</b>	.015
Quand on fait du français en classe, je travaille parce que j'aime bien ce qui m'est demandé.	-.019	<b>.573</b>	-.042	.004	<b>.756</b>	-.021
*J'ai souvent du mal à voir ce que mon enseignant attend de moi pour obtenir une bonne note.	-.066	.076	<b>.486</b>	.065	.057	<b>.733</b>
Lorsque l'on fait un travail à l'école, je comprends tout de suite ce que mon enseignant nous demande de faire.	.183	.164	<b>-.333</b>	.077	.118	<b>-.507</b>
*À l'école, j'ai du mal à comprendre ce que mon enseignant veut que l'on fasse pour réussir.	.058	.002	<b>.627</b>	-.062	-.001	<b>.489</b>
Valeurs propres	2.748	1.440	1.146	3.026	1.434	1.185
% de variance	24.98	13.09	10.42	27.51	13.04	10.77

*Note.* Les facteurs de pondération supérieurs à .30 apparaissent en **gras** ; \*énoncés inversés pour les équations structurelles.

## Étapes préliminaires aux analyses structurelles

L'analyse des valeurs manquantes pour chaque variable indique qu'elles sont peu nombreuses (< 3.2 % ; SPSS). L'imputation des données manquantes a été réalisée grâce à la méthode de maximisation des estimations (EM ; Schafer et Graham, 2002), particulièrement adaptée lorsque les données manquantes sont peu nombreuses.

L'algorithme est une procédure itérative en deux étapes. Dans un premier temps, il estime un vecteur moyen pour les données manquantes sur la base de la matrice de covariance et construit un ensemble d'équations de régression à partir des variables observées. Dans un second temps, il maximise les régressions permettant l'imputation des données manquantes en générant des mises à jour des estimations du vecteur moyen et de la matrice de covariance, puis construit un nouvel ensemble d'équations de régression. Par ailleurs, l'aplatissement de la distribution affectant les tests de variance et de covariance (Byrne, 2010), nous avons vérifié la valeur multivariée de l'indice kurtosis et son ratio critique (z-statistique) avant de procéder à nos analyses structurelles. En ce qui concerne nos statistiques de normalité, la valeur du z-statistique de 36.741 induisait fortement la non-normalité des données dans notre échantillon. Pour traiter cette non-normalité par rapport à la taille de notre échantillon, nous avons opté pour l'utilisation d'une méthode de rééchantillonnage (maximum de vraisemblance) générant 2 000 répliques avec un intervalle de confiance corrigé (*Bias Corrected accelerate* [BCa]) fixé à 95 % pour toutes les analyses réalisées.

Enfin, en amont de nos analyses structurelles (SPSS AMOS version 22 ; ML), nous avons testé un modèle de mesure permettant d'identifier et d'estimer à nouveau la qualité des regroupements effectués (*cf.*, analyses factorielles) concernant les variables latentes et manifestes de notre modèle théorique. Pour ce faire, nous avons analysé les indices d'ajustement absolu du khi carré sur le nombre de degrés de liberté ( $\chi^2 / ddl$ ), du SRMR<sup>4</sup> et du RMSEA<sup>5</sup> avec un intervalle de confiance à 90 %. Ces indices permettent de déterminer le degré de prédiction du modèle quant à la matrice de covariance observée. L'examen de ces indices révèle que l'ajustement du modèle de mesure testé sur notre échantillon est cohérent avec celui du modèle de configuration ( $\chi^2 / ddl = 1.43$  ; SRMR = .04 ; RMSEA (90 % CI) = .03).

## Test du modèle théorique

Afin de déterminer la qualité de l'ajustement de nos données à notre modèle théorique (figure 1), nous avons analysé les mêmes indices d'ajustement absolu utilisés pour tester

---

4 Standardized Root Mean Squared Residual

5 Root Mean Square Error of Approximation

le modèle de mesure. Nous avons également relevé le CFI<sup>6</sup> et le TLI,<sup>7</sup> deux indices permettant d'évaluer l'amélioration de l'ajustement du modèle modifié par rapport au modèle théorique, et l'AIC<sup>8</sup> pour définir le modèle le plus parcimonieux (Kline, 2013).

La plupart des relations postulées dans le modèle théorique (figure 1) ont été confirmées. Comme le proposait l'hypothèse 1, le biais d'auto-évaluation au T-1 était significativement et directement lié à la compréhension des attentes ( $\beta = .57, p < .001$ ) et à la motivation intrinsèque ( $\beta = .19, p < .001$ ), ces deux variables étant elles-mêmes liées à l'autorégulation au T-1 (respectivement  $\beta = .45, p < .001$  et  $\beta = .18, p < .001$ ). Ainsi, le biais d'auto-évaluation au T-1 était directement ( $\beta = .26, p < .001$ ) et indirectement ( $\beta = .30, p < .001$ ) lié à l'autorégulation au T-1, confirmant l'idée que la compréhension des attentes et la motivation intrinsèque de l'élève médient le lien entre le biais d'auto-évaluation de compétence et l'autorégulation rapportée par l'élève. L'autorégulation au T-1 était également liée positivement au biais d'auto-évaluation au T-2 ( $\beta = .21, p < .001$ ). Ce résultat plaide en faveur de la récursivité du modèle de médiation lié au processus d'autorégulation des apprentissages (H2). Le biais mesuré au T-2 était lui-même lié à la compréhension des attentes ( $\beta = .43, p < .001$ ) et à la motivation intrinsèque au T-2 ( $\beta = .26, p < .001$ ). Comme au T-1, ces deux variables étaient liées à l'autorégulation au T-2 (respectivement  $\beta = .22, p < .01$  et  $\beta = .18, p < .001$ ). Le biais d'auto-évaluation au T-2 était indirectement lié à l'autorégulation ( $\beta = .24, p < .001$ ). Même lorsqu'on contrôle l'effet de la stabilité des mesures entre les deux temps, les variables *compréhension des attentes de l'enseignant* et *motivation intrinsèque* médient encore le lien entre le biais d'auto-évaluation de compétence et l'autorégulation (H3) ; alors que la médiation du lien entre le biais et l'autorégulation est partielle au T-1, elle est totale au T-2.

Le test du modèle théorique nous a cependant conduits à apporter quelques modifications. En effet, contrairement à nos attentes, aucun lien significatif n'a été observé entre l'autorégulation à T-2 et la performance en français à T-3, infirmant ainsi notre quatrième hypothèse. Seule la compréhension des attentes, mesurée au T-2, était directement liée à la performance mesurée au T-3 ( $\beta = .23, p < .01$ ) et pourrait jouer le rôle de variable médiatrice du lien entre le biais d'auto-évaluation et la performance. Par

---

6 *Comparative Fit Index*

7 *Tucker-Lewis Index*

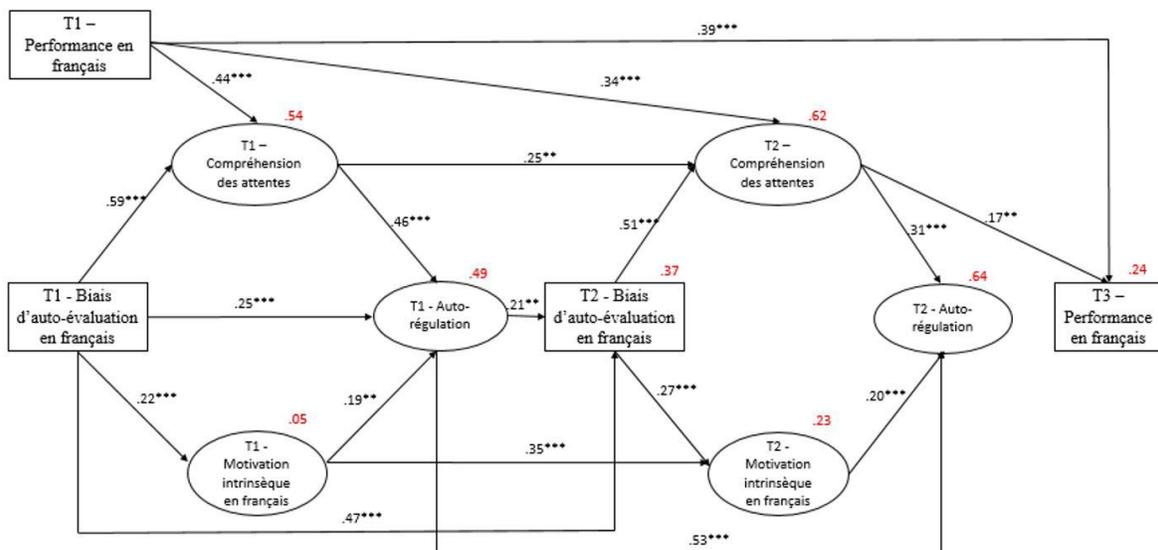
8 *Akaike Information Criterion*

ailleurs, les indices de modification du modèle ont induit l'ajout de deux liens directs : un premier entre le score de performance au T-1 et la compréhension des attentes au T-1, et un second entre le score de performance au T-1 et la compréhension des attentes au T-2. Un modèle modifié a donc été testé sur le même échantillon afin d'intégrer ces différentes modifications. Les liens induits par les indices de modification ont été ajoutés et les liens non significatifs du modèle théorique ont été retirés. Le tableau 2 présente les indices d'ajustement du modèle initial et du modèle modifié, permettant de constater que ceux du modèle modifié sont meilleurs que ceux du modèle initial (CFI et TLI supérieurs à .90 pour le modèle modifié,  $\Delta CFI = .05$ ,  $\Delta TFI = .06$ ,  $\Delta AIC = 136.282$ ).

**Tableau 2.** Indice d'ajustement des deux modèles

	$\chi^2 / DF$	CFI	SRMR	RMSEA (90 % CI)	TLI	AIC
Modèle initial	1.91	.90	.06	.04	.89	729.418
Modèle modifié	1.43	.95	.04	.03	.95	596.136

**Test du modèle modifié**



Note. Coefficients en rouge : pourcentage de variance expliquée ; en noir : coefficients de régression standardisés.

**Figure 2.** Test du modèle modifié : effets directs standardisés et pourcentage de variance expliquée

Nous retrouvons les liens spécifiés préalablement dans le test du modèle théorique. Concernant l'ajout des liens entre la performance et la compréhension des attentes, la performance mesurée au T-1 était liée directement et positivement à la compréhension des attentes aux T-1 et T-2. La compréhension des attentes, mesurée au T-2, était directement et positivement liée aux performances au T-3.

**Tableau 3.** Coefficients des effets standardisés indirects pour les variables incluses dans le modèle modifié

	T1		T2			T3
	Autorégulation (T-1)	Biais en français (T-2)	Compréhension des attentes (T-2)	Motivation en français (T-2)	Autorégulation (T-2)	Performance en français (T-3)
Biais en français (T-1)	.31***	.12***	.44***	.23***	.48***	.08**
Performance en français (T-1)	.20***	.04***	.13**	.01***	.25***	.08**
Compréhension des attentes (T-1)	–	.10***	.05***	.03***	.34***	.05**
Motivation en français (T-1)	–	.05***	.02***	.01***	.18***	0
Autorégulation (T-1)		–	.11***	.06***	.04***	.02***
Biais en français (T-2)			–	–	.21***	.09**

**La proportion de la variance expliquée des performances au T-3 du modèle modifié.** Le modèle retenu explique 24 % de la variance de la performance en français au T-3. L'ensemble des variables préalablement incluses dans le modèle ont eu un effet direct (figure 2) ou indirect (tableau 3) significatif sur l'autorégulation au T-2. En revanche, le biais d'auto-évaluation n'a eu qu'un faible effet indirect sur la performance au T-3. Cependant, cet effet est significatif et présent à chaque mesure du biais effectuée (T-1 et T-2). Ce dernier résultat, ajouté au fait que le biais d'auto-évaluation a un effet direct sur la compréhension des attentes, qui a elle-même un effet direct sur la performance au T-3, indique que la compréhension des attentes, plutôt que l'autorégulation des apprentissages, est une variable médiatrice importante du lien entre le biais d'auto-évaluation aux T-1 et T-2 et la performance au T-3.

## Discussion

L'objectif principal de cette étude était de mieux comprendre les mécanismes intervenant dans le lien entre le biais d'auto-évaluation de compétence scolaire et la performance de l'élève en français. Pour cela, nous avons observé le rôle médiateur de la motivation de l'élève et de sa compréhension des attentes sur les liens entre son biais d'auto-évaluation de compétence, son autorégulation et sa performance. Les résultats soutiennent l'importance pour l'élève d'avoir une bonne compréhension de ce qu'il doit faire pour réussir sur le plan scolaire.

Deux constats sont à discuter au regard des modifications apportées au modèle initial. Le premier concerne les liens entre le biais d'auto-évaluation, la motivation et l'autorégulation – trois variables se rapportant à l'engagement de l'élève dans ses apprentissages – et l'absence de lien direct entre ces variables et la performance scolaire. Comme attendu, les élèves ayant un biais d'auto-évaluation positif ont rapporté à chaque temps de mesure être plus motivés, ce qui était positivement lié à l'autorégulation de leurs apprentissages. Ces résultats vont dans le sens des travaux qui soutiennent qu'un biais positif dans l'évaluation de sa compétence entretient la motivation et favorise le fonctionnement scolaire de l'élève (Bouffard et Narciss, 2011 ; Dupeyrat et al., 2011). Ils vont également dans le sens des travaux sur l'autorégulation qui présentent la motivation et les perceptions de soi comme des déterminants essentiels de l'autorégulation (Bandura, 1977, 1986 ; Schunk et Zimmerman, 2008). Pour autant, aucun lien direct n'est observé entre la motivation ou l'autorégulation et la performance finale. Le lien positif entre le biais d'auto-évaluation et la performance est médiatisé par la compréhension des attentes des enseignants par l'élève : plus les élèves ont un biais positif, plus ils ont le sentiment de comprendre ce qu'on leur demande de faire à l'école et meilleures sont leurs performances.

Le second constat concerne le rôle de cette compréhension des attentes pour la réussite des élèves biaisés positivement à l'école. Comme nous venons de le préciser, le modèle modifié indique que le chemin préférentiel pour expliquer le lien entre le biais d'auto-évaluation et la performance finale de l'élève est celui de la médiation par la compréhension des attentes de l'enseignant par l'élève. Si cette compréhension ainsi que la motivation médiatisent le lien entre le biais d'auto-évaluation et l'autorégulation, seule la compréhension des attentes médiatise le lien entre le biais et la performance de l'élève.

Cette compréhension des attentes rapportée par l'élève semble jouer un rôle dans le lien entre le biais d'auto-évaluation et le fonctionnement scolaire de ce dernier. On rejoint là l'une des conclusions sur l'enseignement efficace tirées de la méta-analyse de Hattie (2008), qui préconise un enseignement fondé sur des pratiques où l'enseignant manifeste des attentes claires sur l'organisation de la tâche et sur ce que les élèves doivent faire. Ces pratiques d'enseignement favorisent la correspondance entre la définition que l'enseignant donne d'une tâche et celle qu'en a l'élève. Au regard de la théorie sur l'autorégulation des apprentissages, avoir une bonne compréhension de ce qu'il faut faire est un prérequis à la planification d'un certain nombre d'actions à réaliser pour atteindre le but escompté, comme réussir à l'école ou avoir une bonne note, et facilite la mise en action de l'élève dans la tâche (Bouffard et Vezeau, 2010 ; Locke et al., 1984 ; Pintrich, 2002). Nos résultats laissent surtout penser que les élèves qui rapportent avoir une bonne compréhension de ce qu'il faut faire à l'école sont également ceux qui font la démonstration d'une meilleure compétence en français, au regard de leur performance mesurée au premier temps de mesure, ce qui facilite leur réussite ultérieure dans cette discipline.

En somme, pris dans leur ensemble, ces résultats confortent l'idée qu'un biais d'auto-évaluation positif de sa compétence serait associé à un schéma de pensées fonctionnel pour l'adaptation scolaire de l'élève, ce qui rejoint les conclusions des études menées jusqu'à présent (Vaillancourt et Bouffard, 2009 ; Vaillancourt et al., 2014). Cependant, l'absence de lien entre l'autorégulation et la performance soulève des questions à l'égard de la littérature (Pintrich, 2004 ; Zimmerman, 2001). En effet, les apprentissages ne se réduisent pas à la seule expression de la performance. La performance est liée aux apprentissages qui, eux-mêmes, dépendent théoriquement de la capacité de l'élève à s'autoréguler. Par ailleurs, d'autres facteurs, individuels (ex., anxiété spécifique envers la matière ; Pouille, 2016) ou situationnels (ex., menace du stéréotype ; Steele et Aronson, 1995), non contrôlés ici, pourraient être en cause dans l'absence de lien entre l'autorégulation et la performance.

Cette étude présente certaines limites qui doivent être prises en compte. La première concerne le choix de la mesure d'autorégulation. Dans cette étude, nous avons opté pour une mesure d'autorégulation générale autorapportée, nous inscrivant ainsi dans la continuité de la première génération de travaux sur l'autorégulation (Pintrich et de Groot, 1990). Ce type de mesure rend compte de processus transdisciplinaires

relativement stables rapportés par les élèves (Winne et Perry, 2000). Ce choix a fait que certains processus spécifiques à l'autorégulation de l'élève en français n'ont pas été examinés dans cette étude. L'utilisation d'une mesure d'autorégulation plus directe ou plus contextualisée aurait pu mener à d'autres conclusions (Dent et Koenka, 2016 ; Dignath et al., 2008 ; Greene et al., 2010). De plus, lorsque l'élève rapporte certains comportements positifs pour ses apprentissages, par exemple, être à l'écoute, être autonome dans son travail ou encore ne pas se laisser distraire en classe, ceux-ci pourraient ne refléter qu'une part de la réalité, celle voulue ou mise en avant par l'élève (Veenman, 2011). Reproduire le modèle dans une étude mesurant l'autorégulation via un protocole de réflexion à voix haute ou basé sur des traces manifestes d'autorégulation en français (Winne et Perry, 2000) constituerait un prolongement intéressant à cette étude. La mesure utilisée pour attester de la capacité des élèves à réguler leurs apprentissages impose donc de rester prudent dans l'interprétation des résultats obtenus quant à l'absence de lien entre l'autorégulation et la performance finale de l'élève. Une seconde limite concerne les trois énoncés se rapportant à la compréhension des attentes de l'enseignant, qui mesurent un même facteur, mais présentent une erreur de mesure importante. Aucune étude pilote n'a été menée pour valider cette mesure auprès d'experts en amont. Par précaution, l'erreur de mesure a été prise en compte dans nos analyses grâce à l'intégration de ces trois énoncés comme préalables latents à la variable de compréhension des attentes rapportée par les élèves. Réduire cette erreur de mesure en élaborant une mesure plus fine du degré de compréhension des attentes des enseignants devrait être envisagé pour les recherches futures sur le sujet, ce qui permettrait une modélisation moins complexe. La compréhension de ce qu'il faut faire à l'école pour réussir pourrait être mesurée, par exemple, en couplant la compréhension qu'a l'élève des attentes de son enseignant avec les attentes effectives de celui-ci. Ainsi, plus la compréhension des attentes par l'élève concorderait avec les attentes réelles de l'enseignant, plus il serait considéré comme clairvoyant quant aux tâches à réaliser à l'école. Enfin, nous n'avons pas pris en compte, dans ce modèle, les effets liés au contexte dans lequel évoluent les élèves. Une modélisation multiniveaux intégrant l'effet classe ou établissement pourrait être envisagée pour un modèle simplifié. Ces limites, associées aux mesures réalisées directement auprès des élèves en milieu scolaire, soulèvent toute la complexité du recueil de données longitudinales effectué pour un nombre conséquent d'individus.

Pour conclure, les résultats de cette étude soutiennent l'idée qu'avoir une vision biaisée positivement de sa compétence en français profite à la performance des élèves du primaire. Le biais d'auto-évaluation positif est lié à la motivation intrinsèque de l'élève et à la compréhension de ce qu'on lui demande de faire. Il semble, par ailleurs, favoriser la mise en place de stratégies volontaires et anticipatoires dans le cadre du travail réalisé en classe. Les travaux à venir devront s'attacher à vérifier le rôle privilégié de la compréhension des attentes de l'enseignant dans d'autres disciplines afin d'en généraliser les conclusions.

## Références

- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191–215. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191>
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W. H. Freeman/Times Books/Henry Holt & Co.
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V. et Pastorelli, C. (1996). Mechanisms of moral disengagement in the exercise of moral agency. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 364–374. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.2.364>
- Boekaerts, M. et Corno, L. (2005). Self-regulation in the classroom: A perspective on assessment and intervention. *Applied Psychology*, 54(2), 199–231. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2005.00205.x>
- Boissicat, N., Pansu, P., Bouffard, T. et Cottin, F. (2012). Relation between perceived scholastic competence and social comparison mechanisms among elementary school children. *Social Psychology of Education*, 15(4), 603–614. <https://doi.org/10.1007/s11218-012-9189-z>
- Bonneville-Roussy, A., Bouffard, T. et Vezeau, C. (2017). Trajectories of self-evaluation bias in primary and secondary school: Parental antecedents and academic consequences. *Journal of School Psychology*, 63, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2017.02.002>
- Bordeleau, L. et Bouffard, T. (1999). Perceptions de compétence et rendement scolaire en première année de primaire. *Enfance*, 52(4), 379–395. <https://doi.org/10.3406/enfan.1999.3162>
- Bouffard, T. et Narciss, S. (2011). Benefits and risks of positive biases in self-evaluation of academic competence: Introduction. *International Journal of Educational Research*, 50(4), 205–208. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2011.08.001>
- Bouffard, T. et Vezeau, C. (2010). Intention d'apprendre, motivation et apprentissage autorégulé : le rôle de la perception de compétence et des émotions. Dans M.

- Crahay et M. Dutrevis (dir.), *Psychologie des apprentissages scolaires* (p. 66–84). De Boeck.
- Bouffard, T., Boisvert, M. et Vezeau, C. (2003). The illusion of incompetence and its correlates among elementary school children and their parents. *Learning and Individual Differences, 14*(1), 31–46. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2003.07.001>
- Bouffard, T., Mariné, C. et Chouinard, R. (2004). Interdépendance des caractéristiques individuelles et contextuelles dans la motivation à apprendre. *Revue des sciences de l'éducation, 30*(1), 3–8. <https://doi.org/10.7202/011766ar>
- Bouffard, T., Pansu, P. et Boissicat, N. (2013). Quand se juger meilleur ou moins bon qu'il ne l'est s'avère profitable ou nuisible à l'élève. *Revue Française de Pédagogie, 182*, 117–136. <https://doi.org/10.4000/rfp.4020>
- Bouffard, T., Vezeau, C., Chouinard, R. et Marcotte, G. (2006). L'illusion d'incompétence et les facteurs associés chez l'élève du primaire. *Revue Française de Pédagogie, 155*(2), 9–20. <https://doi.org/10.4000/rfp.61>
- Bouffard-Bouchard, T., Parent, S. et Lavirée, S. (1993). Self-regulation on a concept-formation task among average and gifted students. *Journal of Experimental Child Psychology, 56*(1), 115–134. <https://doi.org/10.1006/jecp.1993.1028>
- Butler, D. L. et Winne, P. H. (1995). Feedback and self-regulated learning: A theoretical synthesis. *Review of Educational Research, 65*(3), 245–281. <https://doi.org/10.2307/1170684>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modelling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2e éd.). Routledge.
- Cleary, T. J., Callan, G. L., Malatesta, J. et Adams, T. (2015). Examining the level of convergence among self-regulated learning microanalytic processes, achievement, and a self-report questionnaire. *Journal of Psychoeducational Assessment, 33*(5), 439–450. <https://doi.org/10.1177/0734282915594739>
- Cole, D. A., Martin, J. M., Peeke, L. A., Seroczynski, A. D. et Fier, J. (1999). Children's over- and underestimation of academic competence: A longitudinal study of gender differences, depression, and anxiety. *Child Development, 70*(2), 459–473. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00033>

- Corno, L. et Mandinach, E. (1983). The role of cognitive engagement in classroom learning and motivation. *Educational Psychologist*, 18(2), 88–100. <https://doi.org/10.1080/00461528309529266>
- Cosnefroy, L. (2011). *L'apprentissage autorégulé. Entre cognition et motivation*. Presses universitaires de Grenoble.
- Côté, S. et Bouffard, T. (2011). Role of parental emotional support in illusion of scholastic incompetence. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 61(3), 137–145. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2011.05.003>
- Côté, S., Bouffard, T. et Vezeau, C. (2014). The mediating effect of self-evaluation bias of competence on the relationship between parental emotional support and children's academic functioning. *British Journal of Educational Psychology*, 84(3), 415–434. <https://doi.org/10.1111/bjep.12045>
- Deci, E. L. et Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. Plenum Press.
- Dent, A. L. et Koenka, A. C. (2016). The relation between self-regulated learning and academic achievement across childhood and adolescence: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 28(3), 425–474. <https://doi.org/10.1007/s10648-015-9320-8>
- Dignath, C., Buettner, G. et Langfeldt, H. P. (2008). How can primary school students learn self-regulated learning strategies most effectively? A meta-analysis on self-regulation training programmes. *Educational Research Review*, 3(2), 101–129. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2008.02.003>
- Dijkstra, P., Gibbons, F. X. et Buunk, A. P. (2010). Social comparison theory. Dans J. E. Maddux et J. P. Tangney (dir.), *Social psychological foundations of clinical psychology* (p. 195–211). Guilford Press.
- Dupeyrat, C., Escribe, C., Huet, N. et Régner, I. (2011). Positive biases in self-assessment of mathematics competence, achievement goals, and mathematics performance. *International Journal of Educational Research*, 50(4), 241–250. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2011.08.005>

- Fenouillet, F. (2009). Vers une approche intégrative des théories de la motivation. Dans P. Carré et F. Fenouillet (dir.), *Traité de psychologie de la motivation : Théories et pratiques* (p. 305–338). Dunod. <https://doi.org/10.3917/dunod.carre.2009.01.0305>
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7(2), 117–140. <https://doi.org/10.1177/001872675400700202>
- Field, A. P. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics: and sex and drugs and rock 'n' roll* (4e éd.). Sage.
- Gottfried, A. E. (1990). Academic intrinsic motivation in young elementary school children. *Journal of Educational Psychology*, 82(3), 525–538. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.3.525>
- Graham, S. et Harris, K. R. (2005). *Writing better: Teaching writing processes and self-regulation to students with learning problems*. Brookes.
- Gramzow, R. H., Elliot, A. J., Asher, E. et McGregor, H. A. (2003). Self-evaluation bias and academic performance: Some ways and some reasons why. *Journal of Research in Personality*, 37(2), 41–61. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00535-4](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00535-4)
- Greene, J. A., Torney-Purta, J., Azevedo, R. et Robertson, J. (2010). Using cognitive interviewing to explore elementary and secondary school students' epistemic and ontological cognition. Dans L. D. Bendixen et F. C. Feucht (dir.), *Personal epistemology in the classroom: Theory, research, and implications for practice* (p. 368–406). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511691904.012>
- Guilbert, D. J. (1990). *Évaluation psychométrique du concept de soi chez les enfants d'âge scolaire* [Mémoire de maîtrise inédit, Université du Québec à Montréal].
- Harter, S. (1978). Effectance motivation reconsidered. Toward a developmental model. *Human Development*, 21(1), 34–64. <https://doi.org/10.1159/000271574>
- Harter, S. (1982). The perceived competence scale for children. *Child Development*, 53(1), 87–97. <https://doi.org/10.2307/1129640>
- Harter, S. (1999). *Distinguished contributions in psychology. The construction of the self: A developmental perspective*. Guilford Press.

- Hattie, J. (2008). *Visible learning: A synthesis of over 800 meta-analyses relating to achievement*. Routledge.
- Hutcheson, G. et Sofroniou, N. (1999). *The multivariate social scientist: Introductory statistics using generalized linear models*. Sage Publication. <https://doi.org/10.4135/9780857028075>
- Kirschner, P. A., Sweller, J. et Clark, R. E. (2006). Why minimal guidance during instruction does not work: An analysis of the failure of constructivist, discovery, problem-based, experiential, and inquiry-based teaching. *Educational Psychologist*, 41(2), 75–86. [https://doi.org/10.1207/s15326985ep4102\\_1](https://doi.org/10.1207/s15326985ep4102_1)
- Kissane, M., Kalyuga, S., Chandler, P. et Sweller, J. (2008). The consequences of fading instructional guidance on delayed performance: The case of financial services training. *Educational Psychology*, 28(7), 809–822. <https://doi.org/10.1080/01443410802322069>
- Kline, R. B. (2013). *Beyond significance testing: Statistics reform in the behavioral sciences* (2e éd.). American Psychological Association.
- Lefebvre-Pinard, M. et Pinard, A. (1985). Taking charge of one's own cognitive activity: A moderator of competence. Dans E. Neimark, R. Delisi et J. Newman (dir.), *Moderators of competence* (p. 191–211). Lawrence Erlbaum.
- Locke, E. A. et Latham, G. P. (1990). *A theory of goal setting and task performance*. Prentice Hall.
- Locke, E. A., Fredrick, E., Lee, C. et Bobko, P. (1984). Effect of self-efficacy, goals, and task strategies on task performance. *Journal of Applied Psychology*, 69(2), 241–251. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.69.2.241>
- Marsh, H. W. (1990). A multidimensional, hierarchical model of self-concept: Theoretical and empirical justification. *Educational Psychology Review*, 2(2), 77–172. <https://doi.org/10.1007/BF01322177>
- Mussweiler, T., Rüter, K. et Epstude, K. (2004). The ups and downs of social comparison: Mechanisms of assimilation and contrast. *Journal of Personality and Social Psychology*, 87(6), 832–844. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.87.6.832>

- Nadolski, R. J., Kirschner, P. A. et van Merriënboer, J. J. G. (2005). Optimizing the number of steps in learning tasks for complex skills. *British Journal of Educational Psychology*, 75(2), 223–237. <https://doi.org/10.1348/000709904X22403>
- Nurra, C. et Pansu, P. (2009). The impact of significant others' actual appraisals on children's self-perceptions: What about Cooley's assumption for children? *European Journal of Psychology of Education*, 24(2), 247–262. <https://doi.org/10.1007/BF03173015>
- Organisation de coopération et de développement économiques [OCDE]. (2004). *Apprendre aujourd'hui, réussir demain — Premiers résultats de PISA 2003*. <http://www.oecd.org/education/school/programmeforinternationalstudentassessmentpisa/apprendreaujourdhuireussirdemainpremiersresultatsdepisa2003.htm>
- Organisation de coopération et de développement économiques [OCDE]. (2011). *Résultats du PISA 2009 : Savoirs et savoir-faire des élèves — Performance des élèves en compréhension de l'écrit, en mathématiques et en sciences (Volume I)*. <https://doi.org/10.1787/9789264097643-fr>
- Organisation de coopération et de développement économiques [OCDE]. (2014). *Résultats du PISA 2012 : Des élèves prêts à apprendre : Engagement, motivation et image de soi (Volume III)*. <https://doi.org/10.1787/9789264205345-fr>
- Paulhus, D. L. et John, O. P. (1998). Egoistic and moralistic biases in self-perception: The interplay of self-deceptive styles with basic traits and motives. *Journal of Personality*, 66(6), 1025–1060. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.00041>
- Perry, N. E., Phillips, L. et Hutchinson, L. (2006). Mentoring student teachers to support self-regulated learning. *The Elementary School Journal*, 106(3), 237–254. <https://doi.org/10.1086/501485>
- Phillips, D. (1984). The illusion of incompetence among academically competent children. *Child Development*, 55(6), 2000–2016. <https://doi.org/10.2307/1129775>
- Phillips, D. A. (1987). Socialization of perceived academic competence among highly competent children. *Child Development*, 58(5), 1308–1320. <https://doi.org/10.2307/1130623>

- Pintrich, P. R. (2002). The role of metacognitive knowledge in learning, teaching, and assessing. *Theory Into Practice*, 41(4), 219–225. [https://doi.org/10.1207/s15430421tip4104\\_3](https://doi.org/10.1207/s15430421tip4104_3)
- Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review*, 16(4), 385–407. <https://doi.org/10.1007/s10648-004-0006-x>
- Pintrich, P. R. et de Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 33–40. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.1.33>
- Pintrich, P. R., Smith, D. A. F., Garcia, T. et McKeachie, W. J. (1991). *A manual for the use of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ)* (Technical Report No. 91-B-004). University of Michigan, National Center for Research to Improve Postsecondary Teaching and Learning.
- Pintrich, P. R. et Zusho, A. (2002). The development of academic self-regulation: The role of cognitive and motivational factors. Dans A. Wigfield et J. S. Eccles (dir.), *Development of achievement motivation* (p. 249–284). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-012750053-9/50012-7>
- Pouille, J. (2016). *Perceptions de soi, anxiété et réussite scolaire : l'apprentissage du langage écrit* [Thèse de doctorat, Université Grenoble Alpes]. <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01478329>
- Pressley, M. et Harris, K. R. (2006). Cognitive strategies instruction: From basic research to classroom instruction. Dans P. A. Alexander et P. H. Winne (dir.), *Handbook of educational psychology* (2e éd., p. 265–286). Lawrence Erlbaum. <https://doi.org/10.1177/0022057409189001-206>
- Robins, R. W. et Beer, J. S. (2001). Positive illusions about the self: Short-term benefits and long-term costs. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80(2), 340–352. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.80.2.340>
- Schafer, J. L. et Graham, J. W. (2002). Missing data: Our view of the state of the art. *Psychological Methods*, 7(2), 147–177. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.2.147>

- Schunk, D. et Zimmerman, B. J. (2008). *Motivation and self-regulated learning: theory, research and applications*. Lawrence Erlbaum.
- Schunk, D. H. (1994). Self-regulation of self-efficacy and attributions in academic settings. Dans D. H. Schunk et B. J. Zimmerman (dir.), *Self-regulation of learning and performance: Issues and educational applications* (p. 75–99). Lawrence Erlbaum.
- Steele, C. M. et Aronson, J. (1995). Stereotype threat and the intellectual test performance of African Americans. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(5), 797–811. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.5.797>
- Stipek, D. J. (1988). *Motivation to learn*. Prentice Hall.
- Stipek, D. J. (2002). *Motivation to learn: Integrating theory and practice*. Allyn-Bacon.
- Sweller, J. (1994). Cognitive load theory, learning difficulty, and instructional design. *Learning and Instruction*, 4(4), 295–312. [https://doi.org/10.1016/0959-4752\(94\)90003-5](https://doi.org/10.1016/0959-4752(94)90003-5)
- Vaillancourt, M.-È. et Bouffard, T. (2009). Illusion d'incompétence, attitudes dysfonctionnelles et distorsions cognitives chez des élèves du primaire. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 41(3), 151–160. <https://doi.org/10.1037/a0014890>
- Vaillancourt, M.-È., Bouffard, T. et Langlois-Mayer, M.-P. (2014). Trajectoires jointes des biais d'évaluation de compétence scolaire et des erreurs cognitives et leurs liens avec l'estime de soi et l'anxiété des jeunes. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 46(4), 514–524. <https://doi.org/10.1037/a0033181>
- Valentine, J. C., DuBois, D. L. et Cooper, H. (2004). The relation between self-beliefs and academic achievement: A meta-analytic review. *Educational Psychologist*, 39(2), 111–133. [https://doi.org/10.1207/s15326985ep3902\\_3](https://doi.org/10.1207/s15326985ep3902_3)
- Veenman, M. V. J. (2011). Learning to self-monitor and self-regulate. Dans R. Mayer et P. Alexander (dir.), *Handbook of research on learning and instruction* (p. 197–218). Routledge.
- Viau, R. (1999). *La motivation dans l'apprentissage du français*. Éditions du Renouveau Pédagogique.

- Weinstein, C. E. et Acee, T. W. (2013). Helping college students become more strategic and self-regulated learners. Dans H. Bembenutty, T. J. Cleary et A. Kitsantas (dir.) *Applications of self-regulated learning across diverse disciplines: A tribute to Barry J. Zimmerman* (p. 197–236). Information Age Publishing.
- Winne, P. (1995). Inherent details in self-regulated learning. *Educational Psychologist*, 30(4), 173–187. [https://doi.org/10.1207/s15326985ep3004\\_2](https://doi.org/10.1207/s15326985ep3004_2)
- Winne, P. H. et Perry, N. E. (2000). Measuring self-regulated learning. Dans M. Boekaerts, P. R. Pintrich et M. Zeidner (dir.), *Handbook of self-regulation* (p. 531–566). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-012109890-2/50045-7>
- Zimmerman, B. J. (1986). Becoming a self-regulated learner: Which are the key subprocesses? *Contemporary Educational Psychology*, 11(4), 307–313. [https://doi.org/10.1016/0361-476X\(86\)90027-5](https://doi.org/10.1016/0361-476X(86)90027-5)
- Zimmerman, B. J. (2001). Achieving academic excellence: A self-regulatory perspective. Dans M. Ferrari (dir.), *The pursuit of excellence through education* (p. 85–110). Lawrence Erlbaum.
- Zimmerman, B. J. (2002). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory Into Practice*, 41(2), 64–72. [https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102\\_2](https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2)
- Zimmerman, B. J. et Schunk, D. H. (2011). *Handbook of self-regulation of learning and performance. Educational psychology handbook series*. Routledge.