Mesure de la motivation scolaire des adolescents : construction et validation de trois échelles complémentaires

*Measuring school motivation among adolescents, construction and validation of
three complementary scales*

Ladislav Ntamakiliro, Isabelle Monnard et Jean-Luc Gurtner

Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/osp/5788>

DOI : [10.4000/osp.5788](https://doi.org/10.4000/osp.5788)

ISSN : 2104-3795

Éditeur

Institut national d'étude du travail et d'orientation professionnelle (INETOP)

Édition imprimée

Date de publication : 15 décembre 2000

ISSN : 0249-6739

Référence électronique

Ladislav Ntamakiliro, Isabelle Monnard et Jean-Luc Gurtner, « Mesure de la motivation scolaire des adolescents : construction et validation de trois échelles complémentaires », *L'orientation scolaire et professionnelle* [En ligne], 29/4 | 2000, mis en ligne le 22 mai 2018, consulté le 28 juin 2022. URL : <http://journals.openedition.org/osp/5788> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/osp.5788>

Ce document a été généré automatiquement le 16 décembre 2020.

© Tous droits réservés

Mesure de la motivation scolaire des adolescents : construction et validation de trois échelles complémentaires

Measuring school motivation among adolescents, construction and validation of three complementary scales

Ladislav Ntamakiliro, Isabelle Monnard et Jean-Luc Gurtner

Introduction

Une approche componentielle de la mesure de la motivation scolaire

- 1 Au cours des trente dernières années, l'étude¹ de la motivation scolaire a été dominée par le paradigme sociocognitivist, inspiré principalement des théories des attributions (Weiner, 1985, 1992), de l'apprentissage social (Bandura, 1977, 1982) et de l'évaluation cognitive (Deci & Porac, 1978). À la différence des approches behavioristes, humanistes, psychanalytiques, et d'autres approches plus anciennes, la perspective sociocognitive privilégie l'étude des processus évolutifs et fonctionnels de la motivation scolaire par rapport à la recherche de ses déterminants génétiques ou situationnels (Fiske & Taylor, 1984 ; Viau, 1994).
- 2 Le paradigme sociocognitivist va de pair avec une approche componentielle de la mesure de la motivation scolaire. Plusieurs auteurs (Berndt & Miller, 1990; Dweck & Elliott, 1983 ; Dweck & Legett, 1988 ; Pekrun, 1993 ; Pintrich & De Groot, 1990; Pintrich, Marx, & Boyle, 1993; Seegers & Boekaerts, 1993; Weiner, 1992; Viau, 1994; Wigfield, 1993) s'accordent sur l'idée que la motivation pour les apprentissages scolaires résulte d'interactions complexes entre les composantes relatives aux attentes et les composantes correspondant aux valeurs.

- 3 Les croyances attributionnelles représentent une des principales composantes des attentes. Les élèves collectent et organisent toutes sortes d'informations qui fondent leurs propres théories sur l'apprentissage, particulièrement leurs croyances quant aux causes de la réussite et de l'échec scolaire. Indispensables à la maîtrise de leur environnement scolaire, ces croyances jouent un rôle déterminant dans le système motivationnel (Weiner, 1985).
- 4 Les croyances des élèves quant aux causes de la réussite et de l'échec scolaire varient en fonction de nombreux paramètres dont les plus importants sont le locus de contrôle, le degré de stabilité et de contrôlabilité. Le locus de contrôle est considéré comme le principal paramètre du processus attributionnel (Weiner, 1992). La plupart de ceux qui s'intéressent à la mesure du locus de contrôle des élèves retiennent surtout le degré d'attribution de la réussite et de l'échec scolaire aux causes internes, principalement les aptitudes et l'effort, ou aux causes externes telles que l'enseignant, les caractéristiques de la tâche ou la chance.
- 5 Une deuxième composante des attentes concerne le concept de soi. Les travaux de Bandura (1977, 1982) et Schunk (1981, 1985) ont largement contribué à la prise de conscience de son importance dans le processus motivationnel. Une des modalités du concept de soi, le sentiment d'efficacité personnelle, est déterminante en ce sens qu'elle permet à un élève d'évaluer ses capacités face aux apprentissages et de s'engager en conséquence. Plusieurs travaux ont mis en évidence une structure multidimensionnelle et hiérarchique de cette composante motivationnelle, le concept de soi académique pouvant se présenter sous différentes formes spécifiques à chaque discipline d'enseignement voire à chaque situation d'apprentissage (Shavelson, Hubner, & Stanton, 1976; Byrne & Shavelson, 1986; Byrne & Gavin, 1996).
- 6 Deux composantes sont couramment associées à la dimension des valeurs : les buts poursuivis par les élèves et leurs perceptions de l'importance des apprentissages. Plusieurs auteurs (Dweck & Legett, 1988 ; Liery & Fenouillet, 1996; Viau, 1994) s'accordent sur le fait que les élèves poursuivent principalement deux catégories de buts à savoir les buts sociaux concernant les relations élève-enseignant et élève-élève et les buts scolaires relatifs aux apprentissages proprement dits. Deux indicateurs de buts scolaires sont privilégiés : les buts de performance, correspondant au besoin d'être reconnu par ses pairs et l'enseignant et les buts d'apprentissage, caractérisés par le désir de maîtriser ses apprentissages.
- 7 La perception de l'importance des apprentissages est une autre pièce maîtresse du dispositif motivationnel, une des plus sensibles aux problèmes de motivation qui caractérisent l'adolescence (Anderman & Maehr, 1994; Wentzel, 1989). Les travaux relatifs à cette composante soulignent l'importance pour un élève de prendre conscience de la valeur intrinsèque autant que de la valeur extrinsèque des apprentissages dans le processus motivationnel (Wigfield, 1993 ; Vallerand, Biais, Brière, & Pelletier, 1989).
- 8 Certains auteurs (Pintrich & De Groot, 1990; Weiner, 1992) mentionnent les émotions parmi les composantes motivationnelles. D'autres, en revanche, considèrent que les processus émotionnels et les processus motivationnels sont indépendants (Pekrun, 1988). D'après Viau (1994), l'importance des facteurs émotionnels dans le processus motivationnel est une question de point de vue. Ils seraient déterminants dans le hic et nunc de l'acte d'apprentissage alors que leur rôle serait secondaire si on regarde les invariants cognitifs de la motivation scolaire.

Les défis de notre étude

- 9 Longtemps sous-estimé, le problème de la mesure de la motivation scolaire est aujourd'hui au centre des préoccupations de nombreux pédagogues et psychologues francophones. La prise de conscience du besoin de disposer d'instruments de mesure valides destinés à la pratique pédagogique, l'orientation scolaire et professionnelle ou la recherche fondamentale est de plus en plus manifeste. L'approche par questionnaire est préférée à l'observation et l'entretien directs qui permettent mal de mesurer des constructs multidimensionnels (De Vellis, 1991).
- 10 Après une longue période dominée principalement par les inventaires d'intérêt de Larcebeau (1971) et l'inventaire de motivation de Nuttin (1980), on assiste à l'émergence d'une nouvelle génération d'instruments de motivation représentée notamment par le questionnaire de motivation pour les situations de formation (Q.M.F.) de Fomer (1992), le questionnaire de motivation d'Aubret (1989), l'échelle de motivation en éducation (E.M.E.) de Vallerand, Biais, Brière et Pelletier (1989) et sa validation auprès des lycéens français par Blanchard, Vrignaud, Lallemand, Dosnon et Wach (1997). Ce mouvement devrait se poursuivre pour combler le manque d'instruments relevant des diverses approches théoriques de la motivation scolaire (Vallerand & Thill, 1993).
- 11 L'approche sociocognitive de la motivation scolaire est une de celles qui manquent d'instruments valides et fiables en langue française. Force est de constater qu'il n'y a pas d'équivalent du Motivational Orientation Questionnaire (M.O.Q.) de Nicholls, Patashnick et Nolen (1985), du Motivated Strategies for Learning Questionnaire (M.S.L.Q.) de Pintrich et De Groot (1990), du Online Motivation Questionnaire (O.M.Q.) de Boekaerts (1987) et d'autres instruments validés en contexte anglo-saxon dans l'optique de la social cognition. Constatant cette lacune en voulant étudier l'évolution des composantes sociocognitives de la motivation scolaire des adolescents, nous nous sommes engagés dans une démarche de construction et de validation d'échelles de motivation scolaire.
- 12 Le premier défi de cette démarche consistait à transposer dans le contexte culturel francophone des instruments de mesure développés dans le contexte culturel anglo-saxon. Cette transposition a nécessité un travail de réflexion sur la pertinence, la sémantique, la syntaxe et le format des items.
- 13 Le deuxième défi consistait à expérimenter le projet d'échelle obtenu auprès d'un échantillon d'élèves et, par l'analyse en composantes principales réalisée à l'aide du programme S.P.S.S., à définir la structure factorielle du dispositif de mesure.
- 14 Le troisième défi consistait en l'étude de la structure factorielle et de la validité de construct en appliquant les méthodes d'analyse factorielle confirmatoire et d'analyse en pistes causales, à l'aide du programme A.M.O.S. (Arbuckle, 1997). L'analyse factorielle confirmatoire a pour but notamment de tester la structure factorielle inférée de l'analyse en composantes principales. Elle indique le degré de saturation des items sur les variables latentes correspondant aux indicateurs mesurés et fournit divers indices permettant d'estimer dans quelle mesure la structure formée par les dimensions et les items correspondants est supportée par les données empiriques (Byrne, 1998).

- 15 Quant à l'analyse en pistes causales, son but était d'étudier la validité de construct en testant plusieurs hypothèses de relations causales entre les indicateurs mesurés. Bollen (1989) recommande l'étude de la validité de construct des instruments de mesure dans les sciences sociales où les frontières des champs conceptuels sont extensibles et le consensus sur une définition opérationnelle de l'objet d'étude rare. S'agissant des composantes motivationnelles en particulier, Boekaerts (1988) fait remarquer que la validité prédictive des mesures de la motivation du point de vue des résultats scolaires n'est pas tout à fait démontrée alors que la plupart des modèles didactiques reposent en partie sur la conviction qu'une plus grande motivation des élèves entraîne un meilleur rendement scolaire. L'étude de la validité de construct représente dès lors une alternative à la recherche paradoxale de la validité prédictive. Elle présente un autre intérêt reconnu notamment par Bollen (1989), Cronbach et Meehl (1955), Thompson et Daniel (1996) : celui de réconcilier l'aspect technique du processus de construction des instruments de mesure avec la réflexion théorique qui l'inspire.
- 16 Dans cet article, nous ne présenterons que succinctement le travail de construction qui a fait l'objet d'une publication antérieure (Monnard, Ntamakiliro, & Gurtner, 1998), privilégiant l'étude de la structure factorielle et de la validité de construct des échelles présentées. L'élaboration progressive du questionnaire initial et son expérimentation sont abordées en premier, avant la présentation des trois échelles et des résultats des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires les concernant. L'analyse des relations entre les différents indicateurs de la motivation est présentée en dernier.

Élaboration et expérimentation du questionnaire initial

Élaboration progressive du questionnaire initial

- 17 Les premiers pas vers la construction des trois échelles remontent à une étude de Gurtner, Gurtner, Andreeta et Crivelli (1993) dans laquelle les effets d'un programme de soutien psychopédagogique sur la motivation des élèves ont été testés auprès d'un échantillon d'élèves de 10 à 12 ans. Six dimensions de la motivation pour le travail scolaire ont été mesurées : le sentiment d'efficacité personnelle, la valeur intrinsèque, l'anxiété face au test, l'orientation envers la tâche, l'orientation envers soi et la tendance au moindre effort. Les items concernant les trois premières dimensions étaient inspirés du M.S.L.Q. de Pintrich et De Groot (1990), ceux qui se rapportent aux trois autres émanant du M.O.Q. de Nicholls et al. (1985).
- 18 Les données de cette expérience ont été déterminantes dans l'élaboration du questionnaire initial. Celui-ci se voulant le plus représentatif possible des principales composantes de la motivation scolaire des adolescents, six autres dimensions empruntées au O.M.Q. de Boekaerts (1987) ont été ajoutées : la volonté d'apprendre, l'attrait des études, l'utilité perçue, le sentiment de confiance en soi, la perception des causes de la réussite et de l'échec. Avec douze dimensions reprises telles quelles des trois échelles, le questionnaire initial était souvent redondant. En effet, les items du sentiment d'efficacité personnelle inspirés du M.S.L.Q. et ceux du sentiment de confiance en soi adaptés du O.M.Q. sont très semblables. De même, le fond des items de mesure de la valeur intrinsèque empruntés au M.S.L.Q. est le même que celui des items relatifs à l'utilité perçue, extraits du O.M.Q. Au début du processus de construction d'un instrument de mesure, cet amalgame de constructs est conforme et donne tout son sens

à l'analyse factorielle exploratoire dont la fonction est précisément de réduire le nombre de dimensions par la redéfinition, le regroupement voire l'exclusion de certaines d'entre elles. La syntaxe et le format des items caractéristiques du O.M.Q. de Boekaerts (1987) ont été préférée à ceux du M.S.L.Q. de Pintrich et De Groot (1990) et à ceux du M.O.Q. de Nicholls et al. (1985). D'une part, l'étude précitée de Gurtner et al. (1993) avait révélé une tendance aux effets-plafond ou plancher de nombreux items inspirés du M.S.L.Q. et du M.O.Q., due entre autres au style parfois très direct et à l'usage de superlatifs, aspects sur lesquels les jeunes Suisses comme probablement ceux d'autres pays européens ne semblent pas réagir de la même façon que leurs pairs américains. Ces élèves se différencient peu face aux items tels que *I feel most successful if I show people I'm smart* (je suis le plus fier de moi quand je peux montrer aux autres que je suis intelligent) extrait du M.O.Q. D'autre part, le format des items du O.M.Q., spécialement la définition sémantique des échelles de réponses, est variable en fonction du sens des items, ce qui contribue à augmenter leur sensibilité aux différences individuelles.

- 19 Une des particularités de notre questionnaire initial par rapport aux trois échelles dont il s'inspire réside dans la référence aux matières. En effet, la littérature spécialisée (Wolters & Pintrich, 1998) et la réalité quotidienne montrent que la motivation d'un élève varie d'une matière à l'autre. C'est ainsi que les deux matières les plus déterminantes de la réussite au cours de la scolarité obligatoire sont la cible de certains items, les autres se référant à la motivation pour l'école ou les études en général.

Expérimentation du questionnaire initial

- 20 Le questionnaire initial de 70 items répartis entre les 12 dimensions fut testé auprès d'un échantillon de 133 élèves de 12 à 16 ans (degrés 7 à 9) des filières pré-gymnasiales et pré-professionnelles. Les données récoltées ont servi à l'analyse des items et à l'identification des principales dimensions.
- 21 Parmi les 16 facteurs d'une valeur propre supérieure à 1, extraits après rotation varimax, on a pu facilement identifier ceux qui correspondent à l'état d'anxiété, au sentiment d'efficacité personnelle associé au sentiment de confiance en soi, à la volonté d'apprendre et à la perception de la valeur des apprentissages. Les items relatifs à l'anxiété face aux situations de test formaient un facteur presque à eux tous seuls. Le sentiment de confiance en soi et la volonté d'apprendre sont caractérisés chacun par deux facteurs dominés par les items faisant référence l'un aux mathématiques l'autre au français. Une partie des items faisant référence à l'école se retrouvent dans les facteurs caractérisés par la référence au français, les autres étant dispersés dans divers autres facteurs.
- 22 La perception de la valeur est représentée par trois facteurs. Le premier est défini principalement par des items relatifs à l'attrait de l'école, les deux autres par des items concernant l'utilité l'un des mathématiques, l'autre du français.
- 23 Les indicateurs des croyances attributionnelles et ceux des orientations motivationnelles étaient à peine remarquables dans la structure factorielle du questionnaire initial mise en évidence. Les items les concernant étaient dispersés à travers plusieurs facteurs composites et de moindre importance, alors qu'ils représentent plus du tiers du nombre total d'items.

- 24 À première vue surprenante, la structure factorielle mise en évidence illustre en fait la distinction bien établie entre les composantes contextuelles et les composantes dispositionnelles de la motivation (Boekaerts, 1987, 1988 ; Seegers & Boekaerts, 1993; Duda & Nicholls, 1992; Dweck & Leggett, 1988; Viau, 1994). Les premières, dans notre cas l'état d'anxiété, la volonté d'apprendre, l'attrait des études, l'utilité perçue et le sentiment de compétence sont susceptibles de varier selon les contextes alors que les secondes, à savoir les orientations motivationnelles des élèves et leurs croyances attributionnelles sont plutôt stables, apparaissant comme des traits de personnalité.
- 25 La prise de conscience d'une différence de profil entre composantes contextuelles et dispositionnelles nous a suggéré une approche modulaire de mesure de la motivation. Nous avons renoncé ainsi à l'idée d'une seule échelle regroupant les principaux indicateurs de la motivation scolaire, optant pour la mise au point de trois échelles complémentaires : une échelle multidimensionnelle de motivation pour les apprentissages scolaires (E.M.M.A.S.), comprenant l'état d'anxiété, la volonté d'apprendre, l'attrait des études, l'utilité perçue et le sentiment de compétence, et deux échelles consacrées aux composantes considérées comme stables, à savoir une échelle d'orientations motivationnelles (E.O.M.) et une échelle d'attributions causales (E.A.C.).
- 26 Deux autres recueils de données ont servi à mettre au point les trois échelles :
- la première fut réalisée en novembre 1997 auprès d'un échantillon de 446 élèves de sixième primaire (11 à 13 ans), du secondaire inférieur (12 à 16 ans) et du secondaire supérieur (15 à 19 ans). Elle a permis de mettre au point l'E.M.M.A.S. ;
- 27 - la deuxième s'est déroulée en novembre 1998 auprès d'un échantillon de 263 élèves de 7e et 287 élèves de 8e. Les élèves de 7e étaient issus des filières pré-gymnasiales et pré-professionnelles. Cette dernière récolte de données a permis de mettre au point l'E.O.M. et l'E.A.C. Elle a permis en outre de procéder aux analyses factorielles confirmatoires des trois échelles et à l'analyse en pistes causales destinée à l'étude de la validité de construct.

Mise au point des trois échelles

L'Échelle Multidimensionnelle de Motivation pour les Apprentissages Scolaires

- 28 Le projet d'E.M.M.A.S. a été conçu autour de l'idée que toutes les composantes contextuelles présentent des configurations variables en fonction des matières ou des contextes d'apprentissage. C'est ainsi qu'à chaque construct correspondaient autant d'items (4 à 6) relatifs à l'école, qu'au français et aux mathématiques. Au total, le projet d'E.M.M.A.S. comprenait 80 items répartis entre cinq constructs : le sentiment de compétence, la volonté d'apprendre, l'état émotionnel, l'utilité perçue et l'attrait.
- 29 L'état émotionnel était conçu comme un élargissement de l'état d'anxiété face aux situations d'évaluation à d'autres variables émotionnelles, avec des items tels que je me sens mal pendant les leçons de mathématiques. L'utilité perçue a été renforcée en ajoutant des items faisant référence aux représentations collectives de la valeur de l'école et l'utilité des apprentissages à moyen et à long terme. Des items du genre : ceux qui sont bons en français trouvent plus facilement un emploi ou quelle est l'utilité du français pour ton avenir ? ont été ajoutés. La mise en perspective temporelle est, en

effet, un facteur important de la perception de la valeur des apprentissages chez les adolescents (De Volder & Lens, 1982; Lens, 1987; Lens & Gailly, 1980; Wigfield, 1993).

- 30 Limitée au point de vue quantitatif dans le questionnaire initial, la volonté d'apprendre a été élargie au point de vue qualitatif en explorant une piste suggérée par Volet (1997), à savoir que certains élèves ont envie d'approfondir leurs apprentissages, les autres se contentant des aspects superficiels. Des items tels que j'ai envie d'approfondir ce qu'on nous enseigne à l'école ont été ajoutés.
- 31 L'analyse en composantes principales des données recueillies a permis d'identifier sept indicateurs : la volonté d'apprendre le français, la volonté d'apprendre les mathématiques, le sentiment de compétence en français, le sentiment de compétence en mathématiques, l'attrait de l'école, l'utilité perçue et l'état d'anxiété. L'hypothèse d'une subdivision de toutes les composantes contextuelles en trois dimensions spécifiques à l'école, au français et aux mathématiques respectivement n'a pas été confirmée. Trois constructs, à savoir l'utilité perçue, l'attrait et l'état d'anxiété ne se différencient guère selon la référence des items à l'école en général, au français ou aux mathématiques, le sentiment de compétence et la volonté d'apprendre étant les seuls à présenter cette caractéristique. L'état émotionnel fut ramené à la dimension de l'état d'anxiété, les items exprimant d'autres états émotionnels tendant vers les effets plafond ou plancher.
- 32 La version définitive de l'E.M.M.A.S. a été mise au point en adoptant les items les plus corrélés avec leurs dimensions respectives et au pouvoir discriminant le plus élevé. Elle comprend en tout 31 items répartis entre les sept dimensions mentionnées ci-dessus. Le tableau 1 présente les caractéristiques des items ainsi que la structure factorielle et les indices de fidélité de l'échelle. Deux indices de fidélité sont présentés : le coefficient de consistance interne (a de Cronbach) et le coefficient de corrélation test-retest (r) obtenu en faisant passer le même questionnaire deux fois à deux semaines d'intervalle à une partie de l'échantillon examiné en novembre 1997.
- 33 La structure factorielle de l'E.M.M.A.S. a été soumise à l'analyse factorielle confirmatoire. En plus de la significativité des paramètres estimés, quatre indices principaux parmi les plus consensuels en analyse factorielle confirmatoire (Byrne, 1998) ont guidé notre recherche du meilleur modèle correspondant aux données : un ratio χ^2 /nombre de degrés de liberté inférieur ou égal à 3, un G.F.I. (Goodness of Fit Index) supérieur ou égal à .90, un R.M.S.E.A. (Root

TABLEAU 1. Items (1) et structure factorielle de l'échelle multidimensionnelle de motivation pour les apprentissages scolaires (E.M.M.A.S.) d'après les analyses factorielles exploratoire (A.F.E.) et confirmatoire (A.F.C.)

	Il (a)	SATURATIONS A.F.E.	RÉGRESSIONS A.F.C.
Facteur 1: Sentiment de compétence en mathématiques (ce = .95, r = .64)	4.78 (1.27)		
Par rapport à la moyenne de ta classe en maths, où est-ce que tu te situes ?	4.78 (1.41)	.89	.81

J'ai des difficultés en mathématiques.	4.68 (1.72)	.88	.73
Comment juges-tu tes aptitudes en mathématiques ?	5.01 (1.39)	.89	.87
Je trouve que je suis bon-ne en mathématiques.	4.84 (1.62)	.91	.93
Est-ce que tu réussis bien les activités en mathématiques ?	4.99 (1.31)	.86	.85
Facteur 2: Sentiment de compétence en français (a = .91, r = .77)	4.67 (1.10)		
Je trouve que je suis bon-ne en français.	4.58 (1.54)	.86	.91
J'ai des difficultés en français.	4.58 (1.48)	.78	.66
Par rapport à la moyenne de ta classe en français, où est-ce que tu te situes ?	4.57 (1.20)	.86	.79
Comment juges-tu tes aptitudes en français ?	4.86 (1.22)	.81	.91
Est-ce que tu réussis bien les activités en français ?	4.92 (1.21)	.84	.81
Facteur 3: Volonté d'apprendre le français (a = .94, r = .88)	5.23 (1.23)		
Je suis prêt-e à travailler dur en français.	5.18 (1.38)	.77	.79
Combien de temps es-tu prêt-e à consacrer au français ?	4.94 (1.39)	.84	.87
Combien d'efforts es-tu prêt-e à consacrer au français ?	5.10 (1.37)	.88	.93
Combien d'énergie es-tu prêt-e à consacrer au français ?	5.10 (1.31)	.87	.92
Facteur 4: Attrait de l'école (a = .86, r = .91)	4.84 (1.24)		
Ce qu'on fait à l'école me plaît.	5.11 (1.10)	.77	.82
J'aime l'école.	4.86 (1.54)	.85	.76

Ce que nous apprenons en classe est intéressant.	5.34 (1.18)	.66	.76
J'ai du plaisir à l'école.	4.91 (1.29)	.81	.81
Facteur 5: Utilité perçue ($\alpha = .76, r = .80$)	5.18 (. 91)		
Il est important de réussir en mathématiques	5.31 (1.58)	.62	.69
Pour trouver un emploi, il est important de bien réussir en mathématiques	4.58 (1.74)	.77	.50
Ceux qui sont bons en français trouvent plus facilement un emploi	3.55 (1.85)	.73	.19
Quelle est l'utilité du français pour ton avenir ?	5.19 (1.50)	.42	.27
Il est nécessaire de réussir à l'école pour être heureux dans la vie.	3.81 (2.12)	.71	.47
Pour avoir une place dans la société, il est important de réussir à l'école.	4.85 (1.87)	.61	.35
Facteur 6: Volonté d'apprendre les mathématiques ($\alpha = .83, r = .91$)	4.99 (1.16)		
Je passe volontiers beaucoup de temps sur un problème de mathématiques.	4.55 (1.94)	.56	.57
Combien de temps es-tu prêt-e à consacrer aux mathématiques ?	5.40 (1.32)	.76	.84
J'ai envie d'approfondir ce qu'on fait en mathématiques.	4.55 (1.66)	.68	.66
Combien d'efforts es-tu prêt-e à consacrer aux mathématiques ?	5.38 (1.33)	.77	.75
Facteur 7: État d'anxiété ($\alpha = .72, r = .88$)	4.24 (1.49)		
Je suis nerveux-se pendant les contrôles.	4.21 (1.96)	.84	
Je me fais du souci pour les contrôles de mathématiques	3.90 (2.16)	.67	
Lorsqu'on fait un contrôle en français, j'ai peur de rater.	4.19 (1.92)	.79	

- 34 (1) Une échelle de likert à 7 niveaux est appliquée à chaque item. Les niveaux sont définis numériquement de 1 à 7, les extrêmes étant en plus définis verbalement en variant les expressions : pas du tout - tout à fait, tout à fait faux - tout à fait vrai, jamais - toujours, très peu - beaucoup, beaucoup plus bas - beaucoup plus haut, très faible - très grande, très faibles - très bonnes.

TABLE 1. Items and factorial structure of the multidimensional scale of motivation for learning at school (E.M.M.A.S.) according to the exploratory (A.F.E.) and confirmatory (A.F.C.) factor analyses

- 35 Mean Square Error of Approximation) inférieur ou égal à .05 et un C.N. (Critical N) de Hoelter au seuil de .05 supérieur ou égal à 200.
- 36 Les premiers modèles testés misaient sur une structure à 9 facteurs dont deux facteurs de second ordre : le sentiment de compétence découlant des facteurs sentiment de compétence en français et sentiment de compétence en mathématiques, et la volonté d'apprendre issue du groupement entre la volonté d'apprendre le français et la volonté d'apprendre les mathématiques. Ces modèles sont loin de correspondre à la matrice de covariances. Les régressions des facteurs de second ordre sur ceux de premier ordre ne sont pas toutes significatives et les principaux indices globaux d'ajustement ne sont pas satisfaisants.
- 37 Bien que meilleure que la précédente, la structure à 7 facteurs n'était que partiellement soutenue par les données. L'exclusion de l'état d'anxiété qui occupait une position marginale par rapport aux autres dimensions a amélioré significativement la qualité du modèle. La structure à 6 facteurs a été validée en ajoutant des covariances entre certains termes d'erreur, pratique courante en analyse factorielle confirmatoire malgré les controverses qu'elle suscite (Breckler, 1990; Blanchard et al., 1997; Byrne, 1998; Thompson & Daniel, 1996; Vallerand et al., 1989). En tout, 12 covariances dont 5 entre termes d'erreurs d'items de mêmes dimensions ont été ajoutées au modèle.
- 38 Le modèle qui en découle est satisfaisant. Les régressions des différents facteurs sur les items correspondants sont toutes significatives et généralement élevées : elles varient de .50 à .93 pour la volonté d'apprendre le français, de .57 à .84 pour la volonté d'apprendre les mathématiques, de .19 à .47 pour l'utilité perçue, de .76 à .82 pour l'attrait des études ; de .66 à .91 pour le sentiment de compétence en français et de .73 à .93 pour le sentiment de compétence en mathématiques (tableau 1). Les indices globaux d'ajustement confirment la structure formée par les six dimensions et leurs items respectifs : $\chi^2/\text{degrés de liberté} = 1.94$; G.F.I. = .91 ; R.M.S.E.A. = .04; C.N. = 277. Les covariances entre différents facteurs sont significatives, sauf entre le sentiment de compétence en mathématiques et le sentiment de compétence en français, le sentiment de compétence en mathématiques et la volonté d'apprendre le français, le sentiment de compétence en français et la volonté d'apprendre les mathématiques.

L'échelle d'orientations motivationnelles

- 39 La formulation des items réservés aux orientations motivationnelles dans le questionnaire initial a été revue et leur nombre a légèrement augmenté. Au total, l'E.O.C. comporte 10 items répartis entre les trois dimensions : l'orientation vers le travail scolaire (3 items), l'orientation vers soi (4 items) et la tendance au moindre effort (3 items).

- 40 L'analyse en composantes principales a mis en évidence trois facteurs d'une valeur propre supérieure à 1 et confirmé la répartition des items dans les trois dimensions. Le facteur 1 (28,4 % de la variance totale) comprend les 4 items
- 41 d'orientation vers soi, le facteur 2 (19,3 %) les 3 items d'orientation envers le travail scolaire et le facteur 3 (10,4 %) les 3 items de tendance au moindre effort.
- 42 La consistance interne du domaine de l'orientation vers soi est satisfaisante = .76). Celle des deux autres dimensions est en revanche plus faible. Le nombre limité d'items consacrés à chaque dimension explique en partie cette faible consistance interne. En effet, avec un nombre d'items plus élevé, 18 en tout, l'échelle d'orientations motivationnelles de Nolen (1988) assure une meilleure consistance interne, les coefficients alpha s'élevant à .79, .76 et .80 respectivement pour l'orientation vers la tâche, l'orientation vers soi et la tendance au moindre effort. La faible consistance interne de l'orientation vers

TABLEAU 2. Items (1) et structure factorielle de l'échelle d'orientations motivationnelles (E.O.M.) d'après les analyses factorielles exploratoire (A.F.E.) et confirmatoire (A.F.C.)

	L (G)	SATURATIONS A.F.E.	RÉGRESSIONS A.F.C.
Facteur 1: Orientation vers soi (a = .76)	5.67 (1.12)		
Je suis fier-ère de moi quand je peux montrer aux autres que je suis intelligent-e.	4.61 (1.81)	.55	.47
Je suis content-e de moi lorsque je fais moins d'erreurs que les autres.	6.21 (1.23)	.88	.82
Je suis fier de moi quand mon travail plaît à l'enseignant-e.	6.11 (1.26)	.69	.62
Je suis fier-ère de moi quand j'obtiens une meilleure note que mes amis.	5.79 (1.55)	.86	.80
Facteur 2: Orientation vers le travail scolaire (a = .53)	4.61 (1.16)		
Je suis très enthousiaste lorsque le travail à faire est assez difficile.	4.01 (1.59)	.63	.54
Souvent je n'ai pas envie d'arrêter de travailler à la fin d'une leçon.	3.99 (1.88)	.72	.51
Je suis très content-e quand j'apprends quelque chose de nouveau qui a du sens.	5.85 (1.22)	.71	.52
Facteur 3: Tendance au moindre effort (a = .57)	5.74 (1.08)		
Je suis content-e quand l'enseignant-e dit qu'on peut laisser tomber des exercices.	5.37 (1.63)	.59	.59

Je suis vraiment content-e quand le travail à faire est facile.	5.69 (1.50)	.80	.65
Je suis fier-ère de moi quand j'ai obtenu une bonne note sans me fatiguer.	6.17 (1.26)	.73	.45

- 43 (1) Une échelle de lickert, à 7 niveaux est appliquée à chaque item. Les niveaux sont définis numériquement de 1 à 7, les extrêmes étant en plus définis verbalement par « tout à fait faux - tout à fait vrai ».

TABLE 2. Items and factorial structure of the motivational orientation scale (E.O.M.) according to the exploratory (A.F.E.) and confirmatory (A.F.C.) factor analyses

- 44 le travail scolaire et de la tendance au moindre effort tient également au faible pouvoir discriminant des items, problème déjà rencontré lors de l'expérimentation du questionnaire initial. L'analyse factorielle confirmatoire a confirmé la structure factorielle formée par les trois dimensions et les items correspondants, la seule contrainte consistant à ajouter au modèle six covariances significatives entre termes d'erreurs, cinq d'entre elles concernant des items de différentes dimensions.
- 45 Les indices globaux d'ajustement sont satisfaisants : $\chi^2/\text{degrés de liberté} = 2.93$; G.F.I. = .97 et C.N. = 274. Seul le R.M.S.E.A. s'élevant à .06 est un peu plus élevé que le seuil optimal. Les covariances entre les trois facteurs sont toutes significatives. De même, les coefficients de régression des facteurs sur les items sont tous significatifs, variant entre .51 et .54 pour les orientations vers le travail scolaire, .47 et .82 pour les orientations vers soi, .45 et .58 pour la tendance au moindre effort.

L'échelle d'attributions causales

- 46 Le questionnaire initial n'a pas permis de mettre en évidence le caractère multidimensionnel des croyances attributionnelles. Pour y remédier, nous avons choisi d'adapter le C.A.M.I. (Control, Agency, and Means-ends Interview) de Skinner, Chapman et Baltes (1988).
- 47 Le C.A.M.I. se présente comme une batterie de trois échelles alternatives de perceptions de contrôle : une échelle de perception des relations entre un agent et un résultat, une échelle de perception des relations entre un agent et les moyens à mettre en oeuvre pour atteindre un résultat et une échelle de perception des relations entre les moyens et les résultats. Nous avons opté pour cette dernière échelle qui, de l'avis même de Skinner et al. (1988) est plus révélatrice du style attributionnel que les deux autres. Elle consiste à examiner dans quelle mesure l'élève attribue la réussite et l'échec scolaire à des causes internes (l'effort et les aptitudes), à des causes externes (l'enseignant et la chance) et à des causes inconnues. La réussite et l'échec scolaire étant chacun mesuré par 4 items au niveau de chaque dimension, il en résulte une échelle de 40 items.
- 48 L'attribution à des causes inconnues n'a pas été prise en compte dans la version adaptée. Nous avons estimé que les deux dimensions concernant l'internalité à savoir les attributions causales à l'effort et aux aptitudes et les deux dimensions relatives à l'externalité c'est-à-dire les attributions causales à l'enseignant et à la chance sont largement représentatives du style attributionnel.

- 49 Comme dans le C.A.M.I., la réussite et l'échec scolaire sont présentés sous différents points de vue assez parlants pour les élèves : bonnes ou mauvaises notes, bonnes ou mauvaises réponses en classe, facilité ou difficulté dans les apprentissages, rapidité ou lenteur dans les tâches scolaires, etc.
- 50 Le nombre d'items par dimension a été réduit, les items un peu trop répétitifs ayant été éliminés. Les adolescents sont en effet plus réactifs que les plus jeunes élèves à la présence d'items semblables dans un questionnaire. En fin de compte, la version adaptée comprend 23 items répartis entre les quatre dimensions du style attributionnel retenues : l'attribution causale à l'effort (6 items), à l'enseignant (6 items), aux aptitudes (6 items) et à la chance (5 items). Un autre

TABLEAU 3. Items (1) et structure factorielle de l'échelle d'attributions causales (E.A.C.) d'après les analyses factorielles exploratoire (A.F.E.) et confirmatoire (A.F.C.)

	Il (a)	SATURATIONS A.F.E.	RÉGRESSIONS A.F.C.
Facteur 1: Attribution à l'effort (a = .59)	3.57 (. 43)		
Quand un élève rate un examen, est-ce parce qu'il n'a pas bien travaillé ?	3.36 (. 76)	.42	.27
Quand un élève ne comprend pas quelque chose, est-ce parce qu'il n'a pas bien écouté ?	3.29 (. 66)	.33	.23
Si un élève connaît bien une matière, est-ce parce qu'il a beaucoup travaillé ?	3.74 (. 80)	.62	.56
Quand un élève donne les bonnes réponses, est-ce parce qu'il réfléchit beaucoup ?	3.53 (. 83)	.54	.49
Quand un élève n'apprend pas bien à l'école, est-ce parce qu'il ne travaille pas assez ?	3.50 (. 74)	.65	.54
Quand un élève réussit bien à l'école, est-ce parce qu'il s'applique beaucoup ?	4.02 (. 68)	.68	.60
Facteur 2: Attribution à l'enseignant (a = .73)	2.29 (. 67)		
* Quand un élève réussit à l'école, est-ce parce que l'enseignant-e l'aide ?	2.84 (. 86)	.17	
Quand un élève ne comprend pas, est-ce parce que l'enseignante n'a pas bien expliqué ?	2.88 (. 84)	.69	.52
Si un élève échoue en classe, est-ce parce que l'enseignant ne l'aime pas beaucoup ?	1.91 (. 92)	.75	.78

Si un élève obtient de bon résultats, est-ce parce qu'il s'entend bien avec le maître ?	2.17 (1.03)	.62	.53
Si un élève a des problèmes à l'école, est-ce à cause de l'enseignant-e?	2.19 (.79)	.79	.71
* Quand un élève comprend vite, est-ce parce que l'enseignante a bien expliqué ?	3.72 (.73)	-.14	
Facteur 3: Attribution à la chance (a = -.68)	1.87 (.56)		
Est-ce que réussir à l'école est une question de chance ?	1.74 (.86)	.74	.66
Quand un élève obtient de mauvaises notes, est-ce parce qu'il n'a pas de chance ?	1.74 (.79)	.67	.55
Si un élève répond juste à l'enseignant-e, diras-tu qu'il a du bol ?	2.07 (.87)	.46	.43
Avoir de bonnes notes, est-ce une question de chance ?	1.70 (.77)	.79	.70
Si un élève doit beaucoup travailler pour apprendre, est-ce parce qu'il est malchanceux ?	2.12 (.93)	.59	.52
Facteur 4: Attribution aux aptitudes (a = .64)	2.81 (.50)		
Quand un élève obtient de mauvais résultats, est-ce juste parce qu'il n'est pas doué ?	2.58 (.95)	.70	.31
Si un élève réussit à l'école, est-ce juste parce qu'il est intelligent?	3.30 (.97)	.57	.48
Quand un élève ne comprend pas quelque chose, est-ce parce qu'il n'est pas bon élève ?	2.01 (.81)	.67	.29
Si un élève répond juste en classe, est-ce parce que c'est un bon élève ?	3.37 (.70)	.48	.64
Si un élève donne une mauvaise réponse, est-ce parce qu'il n'est pas intelligent ?	1.86 (.77)	.64	.27
Si un élève comprend très vite, est-ce parce qu'il est doué à l'école ?	3.71 (.81)	.37	.50

51 * Items éliminés dans la version finale.

- 52 (1) Une échelle de likert à 5 niveaux est appliquée à chaque item. Les niveaux sont définis numériquement de 1 à 5 et par les étiquettes : jamais, rarement, parfois, souvent, toujours.

TABLE 3. Items and factorial structure of the causal attribution scale (E.A.C.) according to the exploratory (A.F.E.) and confirmatory (A.F.C.) factor analyses

- 53 changement concerne l'échelle de réponses. Celle-ci fut légèrement modifiée en portant de quatre à cinq le nombre de niveaux : jamais, rarement, parfois, souvent, toujours.
- 54 L'analyse en composantes principales a confirmé la répartition des items entre les 4 dimensions. Le facteur 1 (14,2 % de la variance totale) regroupe les 6 items d'attribution causale à l'effort. Le facteur 2 (12,5 %) comprend 4 items d'attribution causale à l'enseignant. Les deux autres items enregistrant des saturations beaucoup plus importantes sur d'autres facteurs ne sont pas pris en compte. Le facteur 3 (7,9 %) représente les 5 items d'attribution causale à la chance. Le facteur 4 (6,9 %), enfin, représente les 6 items d'attribution causale aux aptitudes. Il est intéressant de constater que, comme dans le C.A.M.I., les items d'attribution causale de la réussite et ceux qui se rapportent à l'échec scolaire se retrouvent dans les mêmes dimensions.
- 55 Les distributions relatives à certains items sont loin d'être normales. En particulier le pouvoir discriminant des items d'attribution causale à la chance est faible ; la plupart des élèves tendant à se positionner à l'extrémité inférieure de l'échelle, contestent le rôle de la chance dans la réussite ou l'échec scolaire. En revanche, les moyennes des autres dimensions distribuent assez normalement les élèves entre les deux extrêmes de l'échelle de réponse.
- 56 La consistance interne de l'attribution causale à l'effort est relativement faible. Celle des trois autres dimensions est en revanche assez élevée. Dans l'ensemble, les coefficients alpha présentés par Skinner et al. (1988) sont plus élevés : .77 contre .59 pour l'attribution à l'effort, .81 contre .64 aux aptitudes ; .70 contre .73 à l'enseignant ; .90 contre .68 à la chance.
- 57 La structure des quatre dimensions et de leurs items respectifs est largement confirmée par l'analyse factorielle confirmatoire. Néanmoins, comme pour les deux échelles précédentes, les covariances significatives entre termes d'erreurs (9 dont 5 d'items de mêmes dimensions) ont été ajoutées au modèle.
- 58 Les indices globaux d'ajustement du modèle sont satisfaisants : $\chi^2/\text{degrés de liberté} = 1.77$; G.F.I. = .94; R.M.S.E.A. = .04 et C.N. = 327. Les coefficients de régression des dimensions sur leurs items respectifs sont tous significatifs (tableau 3). Ils varient de .23 à .60 pour l'attribution à l'effort, de .27 à .64 pour l'attribution aux aptitudes, de .52 à .78 pour l'attribution à l'enseignant, de .52 à .70 pour l'attribution à la chance. Les covariances entre les quatre dimensions sont significatives, excepté celles entre l'effort et la chance et entre les aptitudes et l'enseignant.

Relations entre les différents constructs motivationnels

- 59 Les structures factorielles des trois échelles confirmées, il reste à examiner leur validité de construct en analysant les relations existant entre les différents indicateurs du

système motivationnel. La principale hypothèse sous-jacente à cette analyse est celle d'une structure hiérarchique des différents indicateurs de la motivation scolaire telle qu'elle a été étudiée par Seegers et Boekaerts (1993) dans le cas de la motivation pour les tâches d'apprentissage scolaire. Trois niveaux hiérarchiques sont distingués. En aval, la volonté d'apprendre, c'est-à-dire, « le choix d'entreprendre une activité, la persévérance et l'engagement cognitif à l'accomplir » (Viau, 1994, p. 35) et les émotions. En amont, les variables considérées comme le hardware du système motivationnel, en particulier les croyances attributionnelles et les buts personnels des élèves (Weiner, 1985 ; Bandura, 1982; Nicholls et al., 1985). Au milieu, une série de variables intermédiaires, considérées comme le software du système motivationnel, et notamment le sentiment de compétence, la perception de la valeur des études et l'attrait des études ou le plaisir d'apprendre.

- 60 Certaines pistes de cette structure hiérarchique ont été bien étudiées. Weiner (1985), Dweck et Elliott (1983), Covington et Omelich (1979) se sont intéressés aux relations entre les différentes variables situées en amont du processus motivationnel. Il apparaît notamment que les buts personnels des élèves sont largement déterminés par leurs systèmes de croyances. On estime généralement que l'attribution aux causes internes est associée à l'orientation vers le travail scolaire alors qu'à l'attribution aux causes externes correspond l'orientation vers soi (Connell, 1985). Par ailleurs, Nolen (1988) de même que Nicholls et al. (1985) font remarquer que l'orientation vers le travail scolaire est d'autant plus forte chez un élève qu'il croit aux vertus de l'effort et de la persévérance dans le processus d'apprentissage.
- 61 Les relations entre les buts poursuivis par les élèves avec leurs sentiments de compétence d'une part, leur perception de la valeur du travail scolaire d'autre part ont été analysées par Bandura (1977, 1982), Bandura & Schunk (1981), Schunk (1981). Il s'avère que les buts personnels des élèves constituent des standards, des normes dont dépendent à la fois la perception de la valeur d'une activité et la perception de sa compétence à l'accomplir.

TABLEAU 4. Corrélations entre différents indicateurs de la motivation scolaire

	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1 Attrait des études	-.05	.32	.24	.38	.51	.43	.61	.23	-.23-00		.21	-.37	-.26
2 État d'anxiété		-.18	-.41	.12	.15	.00	.03	.06	.06	-.04	-.04	.10	.07
3 Sentiment de compétence en français			.10	.14	.29	.01	.22	.16	-.00	.01	.07	-.13	-.09
4 Sentiment de compétence en math				.12	-.00	.49	.24	.10	-.06	.07	.06	-.12	-.17
5 Utilité perçue					.37	.38	.35	.31	.03	.19	.31	.14	-.06

6 Volonté d'apprendre le français						.41	.43	.21	-.08	-.01	.16	-.25	-.22
7 Volonté d'apprendre les math							.50	.19	-.16	.07	.17	-.21	-.25
8 Orientation vers le travail scolaire								.30	-.20	.02	.17	-.22	-.20
9 Orientation vers soi									.23	.17	.30	-.01	.00
10 Tendance au moindre effort										.10	.06	.14	.14
11 Attribution aux aptitudes											.23	.07	.17
12 Attribution à l'effort												-.06	.03
13 Attribution à l'enseignant													.34
14 Attribution à la chance													

62 Les corrélations supérieures ou égales à $\pm .09$, $\pm .12$ et $\pm .14$ sont significatives à $p < .05$, $p < .01$ et $p < .001$ respectivement

TABLE 4. Correlations between various indicators of school motivation

63 L'analyse des corrélations entre les 14 dimensions mesurées à l'aide des trois échelles (tableau 4) révèle quelques aspects de cette structure. Les corrélations les plus élevées sont observées au niveau des composantes contextuelles alors que les composantes les plus stables co-varient peu avec les autres. Les corrélations entre les quatre indicateurs du style attributionnel révèlent une différence assez nette entre d'un côté les attributions aux causes internes (aptitudes et effort) et de l'autre les attributions aux causes externes (enseignant et chance). L'attribution causale à l'enseignant n'est pas corrélée avec l'attribution causale aux aptitudes ou à l'effort alors qu'elle est bien corrélée avec l'attribution causale à la chance. De même, l'attribution causale à l'effort est corrélée avec l'attribution causale aux aptitudes alors qu'elle n'est pas corrélée avec l'attribution de la réussite ou l'échec à l'enseignant. Une autre différence entre les attributions aux causes externes et les attributions aux causes internes est mise en évidence : les premières corrèlent positivement alors que les secondes corrèlent négativement avec d'autres indicateurs de la motivation, la tendance au moindre effort et l'état d'anxiété exceptés.

64 L'orientation vers le travail scolaire corrèle bien avec l'orientation vers soi alors que la tendance au moindre effort est corrélée positivement avec le premier indicateur et négativement avec le second. On retrouve le même pattern de corrélations entre les trois indicateurs d'orientations motivationnelles en effectuant des mesures répétées (Gurtner, Ntamakiliro, & Monnard, 1999). Comme le souligne Nolen (1988), il n'y a pas d'opposition entre les buts de performance et buts d'apprentissage, les élèves

poursuivant généralement les deux catégories de buts. La tendance au moindre effort est donc un indicateur précieux pour le diagnostic d'un déficit de buts d'apprentissage.

- 65 La recherche du meilleur modèle correspondant aux données a nécessité plusieurs essais. Les premiers modèles testés impliquaient toutes les 14 variables, mais il est vite apparu qu'une concentration d'indicateurs de même nature limitait la qualité du modèle. Il fallait qu'il soit allégé pour être supporté par les données. En amont, le retrait de deux indicateurs du style attributionnel (l'attribution à l'enseignant et l'attribution à la chance) et de deux indicateurs d'orientations motivationnelles a contribué à l'amélioration de la qualité du modèle, ce qui justifie que l'attribution causale aux aptitudes et à l'effort soit considérée comme les meilleurs indicateurs du style attributionnel (Weiner, 1985 ; Skinner et al., 1988) et que l'orientation vers le travail scolaire constitue le principal indicateur des orientations motivationnelles (Nicholls et al., 1985).
- 66 La position excentrique de l'état d'anxiété, supporté principalement par le sentiment de compétence en mathématiques plaide également pour son exclusion du modèle. Enfin, les deux variables du sentiment de compétence tout comme les deux variables de la volonté d'apprendre se profilaient comme deux mesures alternatives et non comme deux indicateurs distincts. D'où l'idée de distinguer deux variantes du même modèle caractérisées par différentes mesures du sentiment de compétence et de la volonté d'apprendre : la « variante français » représentée par le sentiment de compétence en français et la volonté d'apprendre le français et la « variante mathématiques » représentée par le sentiment de compétence en mathématiques et la volonté d'apprendre les mathématiques.
- 67 La figure 1 représente les coefficients des pistes causales pour les variantes « français » et « mathématiques » séparées par un slash. Tous les indices globaux d'ajustement du modèle sont satisfaisants. Pour la variante français, $\chi^2 (8, N = 550) = 11.90, p = .16$; G.F.I. = .99; R.M.R. = .02. Pour la variante « mathématiques » : $\chi^2 (8, N = 550) = 12.56, p = .13$; G.F.I. et R.M.R. identiques à ceux de la variante « français ».

FIGURE 1. Pistes causales entre différents indicateurs de la motivation scolaire

FIGURE 1. Causal links between various indicators of school motivation.

68 Synonymes de pourcentage de variance expliquée des variables endogènes, les coefficients de détermination le montrent que la variante mathématiques explique mieux la volonté d'apprendre que la variante français du modèle. Que le pourcentage de variance expliqué des buts d'apprentissage et du degré d'attribution à l'effort soit négligeable paraît normal dans la mesure où les deux variables sont situées en amont du processus motivationnel. Le fait que le pourcentage de variance expliqué du sentiment de compétence soit minime alors qu'il est relativement élevé pour les deux autres variables intermédiaires constitue en revanche une indication quant aux limites du modèle. Il pourrait être amélioré en incluant une autre composante stable telle que le sentiment d'efficacité personnelle ou l'estime de soi en amont du processus motivationnel, aux côtés des croyances attributionnelles et des orientations motivationnelles. Une piste causale reliant cette composante au sentiment de compétence renforcerait probablement le poids de cette dernière variable.

Conclusion

69 Le caractère multidimensionnel des diverses composantes de la motivation scolaire représente une contrainte majeure de la mesure de la motivation. Les composantes stables comme les attributions et les orientations motivationnelles aussi bien que les composantes sensibles aux variations du contexte tels que la perception de la valeur des études, le sentiment de compétence et la volonté d'apprendre comportent différents aspects dont l'ordre de préséance varie selon le point de vue adopté.

- 70 Un point important mis en évidence dans cette étude est la différenciation de certains constructs en fonction des matières scolaires. L'étude de Wolters et Pintrich (1998) montre que les sentiments d'efficacité personnelle des élèves, leurs perceptions de la valeur, leur intérêt et leur degré d'anxiété sont différents dans les situations d'apprentissage des mathématiques et des langues. Plusieurs travaux montrent également que le concept de soi académique a tendance à se ramifier en fonction des différentes disciplines d'enseignement (Byrne & Shavelson, 1986; Byrne & Gavin, 1996; Marsh, 1990). Tous les indicateurs contextuels de la motivation scolaire se différencient-ils en fonction des matières ? Boekaerts (1988) le suggère et les réactions des élèves qui protestent quand on les interroge sur leur sentiment de compétence ou leur volonté d'apprendre uniquement en référence aux mathématiques et au français vont dans le même sens. Dans ces conditions, le nombre de mesures à prendre pour établir le profil motivationnel exhaustif d'un élève serait impressionnant.
- 71 Cette complexité du système motivationnel et la diversité de ses éléments plaident pour une approche modulaire de mesure de la motivation. C'est dans ce sens que nous avons opté pour une batterie de trois échelles complémentaires en distinguant les dimensions contextuelles et les dimensions plus stables de la motivation des adolescents. Cette approche modulaire offre l'avantage de pouvoir choisir entre différents instruments de mesure en fonction de ses objectifs, l'enseignant ou l'éducateur préférant l'échelle des composantes sensibles aux variations de contexte, par exemple, alors que le psychologue pourrait privilégier la mesure des composantes stables.
- 72 La validité de construct des trois échelles est attestée par un modèle en pistes causales qui met en évidence la position de la volonté d'apprendre au bout du processus motivationnel, les croyances attributionnelles et les orientations motivationnelles à la base, le sentiment de compétence, l'attrait des études et l'utilité perçue au centre du processus motivationnel. Une étape ultérieure consistera à déterminer dans quelle mesure cette structure des composantes motivationnelles caractérise aussi bien l'adolescence que la pré-adolescence et la post-adolescence.
- 73 Anderman, E. M., & Maehr, M. L. (1994). Motivation and schooling in the middle grades. *Review of Educational Research*, 64, 2, 287-309.

BIBLIOGRAPHIE

- Arbuckle, J. L. (1997). *Amos users' guide, version 3.6*. Chicago : Small Wailers.
- Aubret, F. (1989). Motivation, activité, besoin de réussite et peur de l'échec chez les jeunes de 14 à 20 ans. *L'Orientation Scolaire et Professionnelle*, 18, 3, 263-265.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy : toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 2, 191-215.
- Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, 37, 122-148.

- Bandura, A., & Schunk, D. H. (1981). Cultivating competence, self-efficacy, and intrinsic interest through proximal self-instruction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 41, 586-598.
- Blanchard, S., Vrignaud, P., Lallemand, N., Dosnon, O., & Wach, M. (1997). Validation de l'échelle de motivation en éducation auprès de lycéens français. *L'Orientation Scolaire et Professionnelle*, 22, I, 85-108.
- Bemdt, T. J., & Miller, K. E. (1990). Expectancies, values and achievement in junior high school. *Journal of Educational Psychology*, 82, 2, 319-326.
- Boekaerts, M. (1987). Situation-specific judgements of a learning task versus overall measures of motivational orientation. In E. De Corte, H. Lodewijks, R. Parmenter, & P. Span (Eds.), *Learning and Instruction. European Research in an International Context* (pp. 169-179). Oxford : Pergamon.
- Boekaerts, M. (1988). Motivated learning : bias in appraisals. *International Journal of Educational Research*, 12, 267-280.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York : Wiley.
- Breckler, S. J. (1990). Application of covariance structure modeling in psychology : cause of concert'? *Psychological Bulletin*, 107, 2, 260-273.
- Brophy, J. E. (1983). Conceptualizing student motivation. *Educational Psychologist*, 18, 200-215.
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with Lisrel, Prelis, and Simplis*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Byrne, B. M., & Shavelson, R. J. (1986). On the structure of adolescent self-concept. *Journal of Educational Psychology*, 78, 6, 474-481.
- Byrne, B. M., & Gavin, D. A. (1996). The Shavelson model revisited : testing for the structure of academic self-concept across pre-, early, and late adolescents. *Journal of Educational Psychology*, 88, 2, 215-228.
- Connel, J. P. (1985). A new multidimensional measures of children's perceptions of control. *Child Development*, 56, 1018-1041.
- Covington, M. V., & Omelich, C. L. (1979). Are causal attributions causal ? A path analysis of the cognitive model of achievement motivation. *Journal of personality and social psychology*, 37, 9, 1487-1504.
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52, 4, 281-302.
- Deci, E. L., & Porac, J. (1978). Cognitive evaluation theory and the study of human motivation. In M. R. Lepper & D. Greene (Eds.), *The hidden costs of reward. New perspectives on the psychology of human motivation* (pp. 149-176). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- De Vellis, R. F. (1991). *Scale development : theory and applications*. Newbury Park, CA: Sage.
- Volder, M. L., & Lens, W. (1982). Academic achievement and future time perspective as a cognitive-motivational concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 566-571.
- Duda, J. L., & Niccholls, J. G. (1992). Dimensions of achievement motivation in schoolwork and sport. *Journal of Educational Psychology*, 84, 3, 290-299.
- Dweck, C. S., & Elliott, E. S. (1983). *Achievement motivation*. In P. H. Mussen (Ed.), *Child psychology*, Vol. IV. Socialisation, personality, and social development (pp. 643-691). Fourth Edition. New York : Wiley.

- Dweck, C. S., & Leggett, E. S. (1988). A social cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95, 256-273.
- Fiske, S. T., & Taylor, S. E. (1984). *Social cognition*. New York : Random House.
- Forner, Y. (1992). L'évaluation de la motivation à la réussite scolaire. Présentation du questionnaire de motivation pour les situations de formation (Q.M.F.). *L'Orientation Scolaire et Professionnelle*, 2, 215-221.
- Gurtner, J.-L., Gurtner, M., Andreetta, R., & Crivelli, C. (1993). Analyse d'un programme de soutien psychopédagogique. Institut de Psychologie, Université de Fribourg. *Bulletin de recherche*, 104.
- Gurtner, J.-L., Ntamakiliro, L., & Monnard, I. (1999). *How demotivation finds its way through high school*. Paper presented at 8th European Conference for Research on Learning and Instruction, 24-28 August, Göteborg, Sweden.
- Larcebeau, S. (1971). Deux inventaires d'intérêt destinés aux élèves du second cycle de l'enseignement secondaire. *B.I.N.O.P.*, 27, 303-325.
- Lens, W. (1987). *Future time perspective, motivation, and school performance*. In E. De Corte, J., Lodewijks, R. Parmentier, & P. Span (Eds.), *Learning and Instruction* (pp. 181-189). Leuven & Oxford : Leuven University Press & Pergamon Press.
- Lens, W., & Gailly, A. (1980). Extension of future time perspective in motivational goals for different age groups. *International Journal of Behavioral Development*, 3, 1-17.
- Lieury, A., & Fenoullet, F. (1996). *Motivation et réussite scolaire*. Paris : Dunod.
- Marsh, H. W. (1990). Influences of internal and external frames of references on the formation of math and english self-concepts. *Journal of Educational Psychology*, 82, 1, 107-116.
- Monnard, I., Ntamakiliro, L., & Gurtner, J.-L. (1999). Évaluation des composantes de la motivation pour les apprentissages scolaires. In C. Depover & B. Noël (Eds.), *L'évaluation des compétences et des processus cognitifs*, (pp. 197-210). Bruxelles : De Boeck.
- Nicholls, J. G., Patashnick, M., & Nolen, S. B. (1985). Adolescents' theories of education. *Journal of Educational Psychology*, 77, 683-692.
- Nolen, S. B. (1988). Reasons for studying : motivational orientation and study strategies. *Cognition and Instruction*, 5, 269-287.
- Nuttin, J. (1980). *Motivation et perspectives d'avenir*. Presses Universitaires de Louvain.
- Pekrun, R. H. (1988). Anxiety and motivation in an achievement settings : toward a systems-theoretical approach. *International Journal of Educational Research*, 12, 307-323.
- Pekrun, R. H. (1993). Facets of adolescents' academic motivation : a longitudinal expectancy-value approach. In M. L. Maehr and P. R. Pintrich (Eds.), *Advances in motivation and achievement* (vol. 8). Greenwich : J.A.I. Press.
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational psychology*, 82, 33-41.
- Pintrich, P. R., Marx, R. W., & Boyle, R. A. (1993). Beyond cold conceptual change : the role of motivational beliefs and classroom contextual factors in the process of contextual change. *Review of Educational Research*, 63, 2, 167-199.
- Schunk, D. H. (1981). Modeling and attributional effects on children's achievement : a self-efficacy analysis. *Journal of Educational Psychology*, 73, 1, 93-105.
- Schunk, D. H. (1985). Self-efficacy and classroom learning. *Psychology in the schools*, 22, 208-223.

- Seegers, G., & Boeckaerts, M. (1993). Task motivation and mathematics achievement in actual task situations. *Learning and Instruction*, 3, 133-150.
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J., & Stanton, G. C. (1976). Self-concept : validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, 407-441.
- Skinner, E. A., Chapman, M., & Baltes, P. (1988). Children's beliefs about control, means-ends, and agency : developmental differences during middle childhood. *International Journal of Behavioral Development*, 11, 3, 369-388.
- Thompson, B., & Daniel, L. G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores : a historical overview and some guidelines. *Educational and Psychological Measurement*, 56, 197-208.
- Vallerand, R.-J., & Thill, E.-E. (1993). *Introduction à la psychologie de la motivation*. Paris : Vigot.
- Vallerand, R.-J., Biais, M.-R., Brière, N.-M., & Pelletier, L.-G. (1989). Construction et validation de l'échelle de motivation en éducation (E.M.E.). *Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, 21, 3, 323-349.
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, 92, 4, 548-573.
- Weiner, B. (1992). *Human motivation*. Newbury. Park, CA: Sage.
- Viau, R. (1994). La motivation en contexte scolaire. Bruxelles : De Boeck.
- Wigfield, A. (1993). Why should I learn this ? Adolescents' achievement values for different activities. In M. L. Maehr & P. R. Pintrich (Eds.), *Advances in motivation and achievement* (vol. 8). Greenwich : J.A.I. Press.
- Volet, S. E. (1997). Cognitive and affective variables in academic learning : the significance of direction and effort in students goals. *Learning and Instruction*, 7, 3, 235-254.
- Wolters, C. A., & Pintrich, P. (1998). Contextual differences in student motivation and self-regulated learning in mathematics, english, and social studies classrooms. *Instructional Sciences*, 26, 27-47.

NOTES

1. Cette étude s'inscrit dans le cadre d'une recherche bénéficiant d'un subside du Fonds National suisse de la Recherche Scientifique (subside n°1114-54159.98).

RÉSUMÉS

Du point de vue sociocognitiviste, la motivation scolaire est traitée comme une entité complexe où se mêlent des perceptions de soi, des analyses cognitives du contexte d'apprentissage ainsi que des éléments d'ordre relationnel et affectif. Cet élargissement du champ conceptuel de la motivation scolaire va de pair avec une approche componentielle de la mesure. L'évaluation de la motivation pour le travail scolaire ne peut plus se faire au travers d'une mesure unique, mais en identifiant les différentes pièces du puzzle, leurs fonctions respectives et leurs relations les unes

avec les autres. Cet article présente une démarche de construction et de validation de trois échelles complémentaires de la motivation scolaire. La validité de construct des trois échelles est attestée par un modèle en pistes causales qui met en évidence la position de la volonté d'apprendre en aval du processus motivationnel, celle des croyances attributionnelles et des orientations motivationnelles en amont, le sentiment de compétence, l'attrait des études et l'utilité perçue occupant une place intermédiaire.

From a sociocognitivist point of view, motivation is seen as a complex entity made of perceptions of the self cognitive analyses of the learning context as well as relational and affective components. In such a perspective, measuring motivation also implies assessing each of its various components and their interrelations. This paper presents an attempt to build and validate three complementary scales of motivation for the school context and to examine their factorial structures. The construct validity of the three scales is attested through a causal path model in which learning intention takes the initial position, self-confidence, perceived utility and attractiveness of schoolwork the intermediate one and beliefs such as attributions and motivational orientations occupy the latter positions in the stream of motivation.

INDEX

Mots-clés : Motivation scolaire, échelle de motivation, approche sociocognitive, analyse factorielle, analyse en pistes causales

Keywords : School motivation, motivation scale, social cognition, factor analysis, path analysis

AUTEURS

LADISLAS NTAMAKIRO

est docteur en sciences de l'éducation, chercheur et chargé de cours au département des sciences de l'éducation de l'université de Fribourg. Principaux domaines de spécialisation : évaluation scolaire, méthodologie de la recherche, motivation scolaire. Université de Fribourg, 20, avenue de l'Europe, 1700 Fribourg — Suisse

ISABELLE MONNARD

Est licenciée en Lettres, collaboratrice scientifique au département des sciences de l'éducation de l'université de Fribourg. Principaux domaines de spécialisation : motivation scolaire, recherche en éducation, évaluation, didactique.

JEAN-LUC GURTNER

est docteur en psychologie, professeur à l'université de Fribourg, département des sciences de l'éducation. Principaux domaines de spécialisation : motivation scolaire, technologies de l'information et de la communication dans l'enseignement, apprentissage des langues.