

Développement et validation d'un questionnaire multicomponentiel de motivation scolaire

Thierry Huart

Volume 29, numéro 2, 2006

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1086729ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1086729ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (imprimé)

2368-2000 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Huart, T. (2006). Développement et validation d'un questionnaire multicomponentiel de motivation scolaire. *Mesure et évaluation en éducation*, 29(2), 63-97. <https://doi.org/10.7202/1086729ar>

Résumé de l'article

Avec les apports de l'approche sociocognitive, le concept de motivation scolaire n'est plus considéré comme monolithe mais est éclaté en de multiples composantes. Notre QMCM (Questionnaire multicomponentiel de motivation scolaire) se veut refléter cette tendance en mesurant dix concepts parmi les plus étudiés dans le champ de la motivation scolaire. La validation de l'instrument est rapportée : fiabilité (consistance interne), validation de construit, validation de contenu, et validation critérielle. Ces résultats sont précédés d'une revue de la documentation internationale sur les récentes tendances de la recherche sur la motivation scolaire, aussi bien sur un plan conceptuel que méthodologique, afin de situer la pertinence d'un tel questionnaire et d'en fournir les indications d'emploi.

Développement et validation d'un questionnaire multicomponentiel de motivation scolaire

Thierry Huart

Université de Liège, Belgique

MOTS CLÉS: Motivation scolaire, psychométrie, validation, fiabilité

Avec les apports de l'approche sociocognitive, le concept de motivation scolaire n'est plus considéré comme monolithe mais est éclaté en de multiples composantes. Notre QMCM (Questionnaire multicomponentiel de motivation scolaire) se veut refléter cette tendance en mesurant dix concepts parmi les plus étudiés dans le champ de la motivation scolaire. La validation de l'instrument est rapportée: fiabilité (consistance interne), validation de construit, validation de contenu, et validation critérielle. Ces résultats sont précédés d'une revue de la documentation internationale sur les récentes tendances de la recherche sur la motivation scolaire, aussi bien sur un plan conceptuel que méthodologique, afin de situer la pertinence d'un tel questionnaire et d'en fournir les indications d'emploi.

KEY WORDS: Academic motivation, self-report, psychometrics, validation, reliability

In connection with the social cognitive approach, the academic motivation concept is not considered as a single one anymore, but rather as split into multiple components. Our MCQM (Multi-Componential Questionnaire of academic Motivation) is meant to reflect this trend through the measure of ten out of the most investigated concepts in the field of academic motivation. The instrument validation is reported: reliability (internal consistency), content validation, construct and criterion validation. Results are preceded by a review of the international literature about current trends in the academic motivation research field, at the conceptual as well as at the methodological levels, in order to evaluate the relevance of such a questionnaire and present its application indications.

Note de l'auteur: Cette étude a été menée avec le soutien de la Communauté française de Belgique. Toute correspondance peut être adressée par courriel à l'adresse suivante: [Thierry.Huart@eurydice.org].

PALAVRAS-CHAVE: Motivação escolar, psicometria, validação, fiabilidade

A partir dos contributos da abordagem socio-cognitiva, o conceito de motivação escolar deixou de ser considerado monolítico, na medida em que surgiram múltiplos componentes. O nosso QMCM (Questionário multicomponencial de motivação escolar) reflecte esta tendência ao medir dez conceitos entre os mais estudados no campo da motivação escolar: É referida a validação do instrumento: fiabilidade (consistência interna), validação de constructo, validação de conteúdo e validação criterial. Estes resultados são precedidos de uma revisão da literatura internacional sobre as tendências recentes da investigação sobre motivação escolar, quer ao nível conceptual quer ao nível metodológico, para avaliar a pertinência deste questionário e fornecer indicações para a sua aplicação.

Introduction

De tout temps, les enseignants, pédagogues et, plus encore, les psychologues de l'éducation se sont intéressés à la motivation, à ses déterminants, à sa plasticité et, par voie de conséquence, à sa mesure. C'est aussi l'objet du présent article: s'assurer les moyens d'une mesure valide de la motivation des élèves pour l'école et ses apprentissages. Or, une mesure valide ne se conçoit pas sans une clarification conceptuelle de ce que l'on veut mesurer. Ceci débouche logiquement sur une interrogation sur le concept de motivation, sur son caractère unidimensionnel versus multidimensionnel et sur sa nature transversale versus située.

Graham et Weiner (1996, p. 63) proposent une définition très générale de la motivation: «La motivation est l'étude du pourquoi les gens pensent et se comportent comme ils le font.»

Diverses réponses à ce pourquoi se sont érigées en autant de théories. La théorie associationniste de Watson, par l'importance qu'elle accordait au contexte, donnait aux pédagogues plus de prise que ne le faisait la perspective fonctionnaliste du drive de Hull et Spence. L'émergence, dans les années 1960, du courant cognitiviste a également touché le champ de la motivation scolaire. D'une conception mécaniste où l'individu, dirigé par des contraintes environnementales, est globalement dénué de conscience et de volonté personnelle, l'Homme a été conçu comme un scientifique rationnel, preneur de décision, traiteur d'information, anticipateur d'événements. L'être humain a sa spécificité: autodéterminé (Deci & Ryan, 1985), il s'assigne lui-même des buts, a des attentes par rapport à sa probabilité de succès, et juge de la valeur des tâches qu'il est à même d'entreprendre. Il est donc en ce sens affranchi – au moins partiellement – des éléments contextuels.

La fin des années 1980 a vu l'émergence d'une certaine réconciliation épistémologique (Hickey & McCaslin, 2001) entre les deux perspectives associationniste et cognitiviste, avec l'approche sociocognitive (Bandura, 1986). Selon cette conception, les facteurs internes (cognitifs, émotionnels et biologiques), les comportements et l'environnement fonctionnent sous la forme d'une structure causale interdépendante impliquant une causalité triadique réciproque. Autrement dit, le comportement humain ne peut pas être expliqué uniquement en fonction de structures cognitives internes ou de contingences environnementales: «Une pleine compréhension requiert une perspective causale intégrée dans laquelle les influences sociales opèrent à travers des autoprocesus [c'est-à-dire des processus cognitifs impliquant le *soi*] qui produisent les actes» (Bandura, 2003, pp. 17-18). Très vite, les théoriciens de la motivation ont intégré l'approche sociocognitive (*e.g.*, Dweck & Leggett, 1988). On retrouve notamment cette relation triadique dans la définition que propose Viau (1997, p. 7) de la motivation scolaire: «La motivation est un concept dynamique qui a ses origines dans la perception qu'un élève a de lui-même et de son environnement et qui l'incite à choisir une activité, à s'y engager et à persévérer dans son accomplissement afin d'atteindre un but.» Cette définition reflète le caractère multicomponentiel de la motivation et, partant, invite à tenter de distinguer ce que sont les diverses composantes de la motivation et à en saisir l'articulation. Ceci conduit logiquement à considérer les différentes théories motivationnelles comme potentiellement complémentaires et, dans la perspective d'élaborer un instrument de mesure heuristique, à chercher à combiner les *inputs* des diverses approches.

Théories de la motivation

Il paraît donc logique d'examiner dans les travaux futurs comment peuvent se coordonner les théories actuelles de l'attribution (Weiner, 1983, 1985), de l'autoefficacité (Bandura, 1986, 2003), de l'attente-valeur (Eccles & Wigfield, 2002; Wigfield & Eccles, 2000), et de l'orientation des buts (Dweck, 1986). Il serait présomptueux de prétendre que cette liste est complète comme il serait erroné de croire qu'en rassemblant ces diverses théories, on obtient de facto une conception valide et exhaustive du phénomène motivationnel. Plus justement, il s'agit de considérer qu'eu égard aux connaissances psychologiques contemporaines, ces théories sont incontournables et, dès lors, qu'il est logique de baser la construction d'un instrument de mesure sur leurs apports.

La **théorie de l'attribution** (*attributional theory*; Weiner, 1983, 1985) repose sur l'idée que l'Homme tente de trouver une explication à ses échecs et succès afin de pouvoir expliquer, puis anticiper et contrôler ce qui lui arrive (Heider, 1958, cité par Yzerbyt, 1995, p. 298). Elle est très proche de la théorie de l'apprentissage social de Rotter (1966) et de son concept de *locus of control*. Marsh (1984) relève cependant quelques différences importantes entre les deux approches. Notamment, à l'origine, Weiner étudie les variations à travers des situations (manipulées expérimentalement), tandis que le concept de *locus of control* est pensé comme un style cognitif personnel, généralisable à travers des situations, et étudié sans manipulation expérimentale. La recherche a ensuite relié les perspectives en appliquant les concepts de la théorie attributionnelle à des mesures plus écologiques (en contexte scolaire naturel), ce pont ayant été amorcé par Weiner lui-même. Face à un échec ou un à un succès, l'élève invoque des causes catégorisées par Weiner selon leur lieu (elles sont soit internes, soit externes à l'individu), leur stabilité (soit temporaires soit plutôt stables), et leur contrôlabilité. Cette théorie a notamment permis de mettre en évidence que le perçu de la réalité est plus important que la réalité objective elle-même : une expérience de réussite peut avoir des conséquences différentes selon les causes qu'on lui impute.

La perception de ses compétences, et plus précisément l'autoefficacité¹, est une notion centrale de la **théorie de l'autoefficacité** de Bandura (1986, 2003). Selon cet auteur, la perception qu'une personne entretient à propos de ses capacités détermine, pour une large part, son *pattern* comportemental et ses performances. La perception d'autoefficacité (*self-efficacy*) proviendrait de sources diverses, dont les *réactions physiologiques et émotives* : par exemple, le cœur qui s'emballe peut être interprété par l'individu comme une incapacité à réaliser l'activité à l'origine de cette réaction. Parmi ces émotions, nous nous sommes intéressé à l'anxiété par rapport à l'évaluation (*test anxiety*). L'anxiété en situation d'évaluation se décline, bien souvent, en deux sous-composantes proposées par Liebert et Morris (1967). D'une part, une composante cognitive nommée inquiétude (*worry*) induit, chez le sujet en situation d'évaluation, des pensées interférentes telles que des interrogations sur la note qu'il va obtenir, sur les réactions de ses parents s'il échouait, etc. D'autre part, une composante émotionnelle (*emotionality*) se caractérise par une activation physiologique intense : tremblement des mains, accélération cardiaque, sudation, etc.

Selon la nouvelle formulation de la **théorie de l'attente-valeur** (*expectancy-value theory* – Eccles & Wigfield, 2002; Wigfield & Eccles, 2000), il ne suffit pas de se sentir compétent pour s'engager dans une tâche. Il s'agit également d'en ressentir l'utilité, la valeur. Contrairement à la première formulation de cette théorie (Atkinson, 1957), où attente et valeur variaient de façon inverse (un succès est supposé avoir d'autant plus de valeur qu'il paraît difficile à obtenir), la théorie actuelle postule que l'attente de résultats positifs est liée positivement à la perception de la valeur de l'activité. Percevoir l'utilité d'une tâche devrait donc être en partie lié aux résultats obtenus dans l'exécution de cette tâche.

La **théorie de l'orientation des buts** (*goal orientation theory*) est sans doute celle qui domine actuellement le champ d'étude de la motivation (Elliot & Harackiewicz, 1996). Cette théorie se concentre sur les raisons que perçoivent les apprenants pour s'engager dans les tâches d'apprentissage (par exemple Ames, 1992; Maehr & Midgley, 1991; Midgley, 1993). La plupart des théoriciens de l'orientation des buts s'entendent sur la distinction opérée par Dweck (1989, pp. 98-102) entre buts de performance et buts d'apprentissage. Les derniers sont ceux poursuivis par un apprenant qui juge de la valeur d'une activité en fonction des nouvelles connaissances qu'elle lui permettra d'acquérir. Le succès est donc évalué en référence au progrès (intra-)individuel. Quant aux buts de performance, ils se caractérisent par la poursuite d'objectifs de reconnaissance sociale: obtenir de bonnes notes pour plaire à l'enseignant, ou dans une perspective de dépassement des autres. Le succès est donc ici défini en relation avec les autres. Les buts de performance regroupent deux sous-composantes: une composante d'engagement (but de démonstration de ses performances) et une composante d'évitement (éviter de montrer un manque de performances). Cette dernière composante n'a été mesurée que tardivement (Elliot & Church, 1997; Elliot & Harackiewicz, 1996; Middleton & Midgley, 1997; Skaalvik, 1997). Le QMCM ne reprend que la composante d'engagement des buts de performance, que l'on désignera dans la suite du texte par «buts de performance».

En général, par rapport à la poursuite de buts de performance, l'adoption de buts d'apprentissage est liée à un profil scolaire plus adapté (Dweck, 1986): engagement cognitif de bonne qualité (utilisation de stratégies d'apprentissage efficaces, de traitement en profondeur au lieu de stratégies superficielles de mémorisation), volonté d'obtenir de l'aide si nécessaire (Ryan, Hicks & Midgley, 1997), bonne perception de ses compétences (Schunk, 1996; Wolters,

Yu & Pintrich, 1996), et une moindre anxiété vis-à-vis de l'échec (Elliot & Church, 1997). Deux dimensions sont liées à l'orientation des buts poursuivis. D'une part, l'utilité perçue des tâches scolaires y est intimement liée, puisque l'adoption de buts scolaires (qu'ils soient d'apprentissage ou de performance) présuppose qu'on ne nie pas l'utilité de ces tâches scolaires. D'autre part, des éléments de contexte peuvent influencer cette orientation, que ce soient des éléments objectifs (*e.g.* Anderman, 1999; Urdan, Kneisel & Mason, 1999) ou subjectifs perçus, tel que les pratiques d'évaluation. Volet (2001) rapporte que la recherche s'est plus souvent centrée sur le contexte objectif que sur le perçu de ce contexte. À ce dernier propos, le QMCM sonde les élèves quant à leur perception des finalités de l'évaluation. Cette échelle se compose de deux sous-échelles qui sont en écho conceptuel par rapport à l'orientation des buts : soit l'évaluation est perçue comme favorisant l'adoption de buts d'apprentissage, soit elle est vue comme facilitant la poursuite de buts de performance.

Motivation et performances scolaires

Dans le but d'une validation critérielle de l'instrument, le lien entre motivation et performances (le critère) se doit d'être investi. Prétendre que motivation et performance sont positivement liées paraît tautologique. Pourtant, les différentes dimensions motivationnelles sont chacune liées aux performances avec une intensité variable. Le but de ce paragraphe est d'en offrir un panorama à partir de la documentation empirique. Cette revue n'aura pas la prétention d'être exhaustive, mais illustrera le degré de consensus existant sur ces liens.

L'autoefficacité et la perception de ses compétences scolaires sont sans conteste fortement liées aux performances. Des études rencontrées, aucune n'a observé un lien non significatif. Dans leur revue de la documentation, Hansford et Hattie (1982) calculent une corrélation moyenne de 0,40. Les travaux sur l'anxiété en situation d'évaluation jouissent de la même unanimité. La méta-analyse de Hembree (1988) rapporte une corrélation négative moyenne de -0,29 pour les sujets les plus âgés (entre la quatrième primaire et la fin du secondaire). Cette analyse ne reprend pas la distinction entre composante cognitive et composante émotionnelle. Depuis longtemps, divers travaux tendent à montrer que la composante cognitive est plus influente que la composante émotionnelle sur les performances scolaires (Deffenbacher, 1980; Morris & Liebert, 1969). Par exemple, Elliot et McGregor (1999) enregistrent une corrélation de -0,24 pour la composante émotionnelle et de -0,51 pour la composante cognitive.

Les attributions ne fournissent pas, jusqu'alors, des résultats aussi cohérents. En ce qui concerne les attributions non contrôlables, il semblerait que les résultats soient assez consistants : dans sa revue de travaux, Stipek (1998) observe un lien négatif entre les performances et l'attribution du succès aux causes externes et de l'échec aux habiletés intellectuelles. On peut donc s'attendre à une corrélation négative entre performances et attributions non contrôlables (regroupant les causes externes et les aptitudes intellectuelles). Par contre, le lien est plus mitigé pour les attributions contrôlables. Alors que les attentes théoriques vont dans le sens d'un lien positif entre l'appropriation de ses résultats et les performances, de nombreuses données empiriques rapportent un lien nul, voire négatif. Par exemple, Lyden, Chaney, Danehower et Houston (2002) font l'hypothèse d'un lien positif, mais trouvent un lien négatif que, malheureusement, ils se gardent de commenter. Skinner, Wellborn et Connell (1990) formulent, quant à eux, l'hypothèse d'un lien nul (ce que confirment leurs résultats), en mentionnant que cette hypothèse est contraire aux attentes théoriques, mais sans en donner de justification. Dans leur méta-analyse, Stipek et Weisz (1981, table II) rapportent, selon notre recension, que 65 corrélations sur 107 sont significatives, soit seulement un peu plus de la moitié ! Bref, le comportement nomologique des attributions contrôlables échappe encore à la compréhension des chercheurs. Certains ont tenté de justifier *ex post facto* cette corrélation nulle par le concept de norme d'internalité (par exemple, Butler & Orion, 1990 ; Dubois, 1988 ; voir aussi Bressoux & Pansu, 2003, pp. 45-52). Selon cette perspective socionormative, se reconnaître responsable de ses propres résultats est valorisé socialement : les enfants d'un certain âge intègrent cette norme, de telle sorte qu'ils peuvent montrer un haut score d'internalité indépendamment de leur profil motivationnel et de leurs performances. Par ailleurs, Bandura (2003) rappelle qu'attribuer une réussite aux efforts déployés revient, dans une certaine mesure, à reconnaître qu'on a eu des difficultés à la réussir. Donc, ceux qui ont une perception de leurs compétences élevée pourraient ne pas évoquer de telles causes. Stipek (1998, p. 83) précise que la fin de la scolarité primaire constitue une période charnière dans la conception que se font les élèves de l'effort et cite l'étude de Nicholls et Miller (1984b, cités par Stipek, 1998, p. 83) : avant l'âge de 11 ou 12 ans, l'enfant considère que les efforts déployés sont un signe de succès et d'habileté (et on peut donc s'attendre à ce qu'il ait une haute perception de ses compétences s'il estime déployer beaucoup d'efforts). Par contre, le jeune adolescent commence à percevoir une relation inverse entre efforts nécessaires et habileté : celui qui doit investir pas mal d'effort pour obtenir le même résultat qu'un autre qui y parvient sans effort, est considéré comme peu

doué. On peut donc s'attendre à ce que, s'il attribue ses succès aux efforts qu'il a dû fournir, il ait une mauvaise image de ses capacités, et donc une mauvaise perception de ses compétences. Ces dernières considérations amènent donc à formuler l'hypothèse d'un lien négatif entre performances (car liées aux perceptions de ses compétences) et attributions contrôlables en cas de succès.

La théorie des buts a donné certains résultats cohérents (voir la revue de Midgley, Kaplan & Middleton, 2001). Elle postule que l'orientation vers des buts d'apprentissage favorise l'adoption de stratégies d'apprentissage efficaces et donc, indirectement, les performances. Cette relation indirecte devrait se traduire par une corrélation faible, mais positive, entre cette orientation et les performances. Par exemple, Elliot, McGregor et Gable (1999, étude 2) rapportent une corrélation de 0,29 entre cette orientation et la persévérance de leurs sujets universitaires, tandis que la corrélation avec les performances à l'examen de fin d'année tombe à 0,11. L'orientation vers des buts de performance (composante d'engagement) est loin de donner un tel consensus dans sa relation avec les performances. Par exemple, Roeser, Midgley et Urdan (1996) rapportent une corrélation non significative de 0,04 en sixième année (début du secondaire) et une corrélation significative de 0,17 en huitième année. Middleton et Midgley (1997) ont relevé cette inconsistance dans leur revue de la documentation : certains travaux rapportent une corrélation négative, tandis que d'autres enregistrent un lien positif. Leur étude, portant sur les mathématiques au début du secondaire, donne une corrélation juste significative de -0,11. Il est donc difficile de formuler une hypothèse quant à ce lien. Toutefois, de nombreuses études ayant mis en évidence un lien positif entre la poursuite de buts de performance et l'anxiété en situation d'évaluation (Middleton & Midgley, 1997; Pajares, Britner & Valiante, 2000, étude 2; Roeser et al., 1996), on peut théoriquement s'attendre à un lien plutôt négatif entre buts de performance et notes scolaires.

Mesures traits et mesures situées

Tous ces concepts motivationnels peuvent être mesurés par rapport à l'école en général (e.g. Midgley et al., 1998) ou en référence à une matière spécifique comme les mathématiques (Pintrich & De Groot, 1990), ou encore en combinaison (Monnard, Ntamakiliro & Gurtner, 1999). Dans le premier cas, on parle de croyances motivationnelles générales; dans le second, de croyances motivationnelles spécifiques à un domaine (*domain-specific motivational beliefs*). Dans les deux cas, on mise sur une certaine stabilité dans le temps des constructs mesurés; en ce sens, on peut parler d'une conception «trait» des variables motivationnelles.

Un récent changement conceptuel majeur concerne le recueil de données *situées* ou *on line*, c'est-à-dire en situation d'apprentissage. Les différents concepts exposés plus haut sont alors mesurés lorsque l'apprenant est au cœur de la tâche d'apprentissage (juste avant ou juste après). Par exemple, face à un étudiant qui se livre à une tâche de résolution de problème (Op't Eynde, De Corte & Verschaffel, 2001), on ne sondera plus l'utilité perçue de l'école en général, mais l'utilité que l'apprenant veut bien conférer au problème à résoudre. Selon Boekaerts (2001), la recherche doit maintenant se pencher sur les influences du contexte immédiat de la tâche (*contextual sensitivity*), et sur l'influence des appréhensions, interprétations et émotions qui émergent dans et par la présente activité d'apprentissage (Boekaerts, 1987). Le changement méthodologique associé concerne donc les méthodes de recueil de données : l'observation est un outil privilégié (*e.g.* Turner, 2001), ainsi que d'autres méthodes *on line* (par exemple, par la méthode du *think aloud* – Op't Eynde et al., 2001) ou *quasi on line* (entretien stimulé par enregistrements vidéo – Järvelä & Niemivirta, 2001).

Il ne faut cependant pas entendre ici que les mesures situées doivent être exclusives, et remplacer totalement les mesures-traits. Les deux types de mesure doivent se compléter : qualitatif et quantitatif sont à inscrire dans un rapport de complémentarité (cette tendance méthodologique n'est d'ailleurs pas le seul fait de l'étude de la motivation, mais gagne tout le champ de la psychologie éducationnelle – cf. Anderman & Anderman, 2000 ; Paquay, Crahay & De Ketele, 2006). En effet, les études réalisées en contexte ne versent pas dans un situationnisme qui voudrait que tout se décide face à la tâche d'apprentissage. L'approche est interactionniste : les variables individuelles (ces *traits motivationnels* tels que mesurés par le QMCM, notamment) demeurent en *background*, mais peuvent être plus ou moins activées par des éléments contextuels situés dans la tâche présente, en particulier si cet élément situé a une signification importante pour l'apprenant. Un défi de la recherche future sur la motivation, selon Volet (2001), est notamment d'étudier laquelle, parmi les composantes motivationnelles, est la plus stable ou au contraire la plus labile, et selon quels mécanismes. Autrement dit, quels sont les obstacles contextuels situés qui entravent l'engagement dans la tâche alors que les traits motivationnels sont positifs ou, pour d'autres apprenants, quels sont les éléments contextuels qui peuvent catalyser l'engagement, malgré un *background* négatif. L'outil étudié ici est donc nécessaire mais non suffisant pour répondre aux impératifs actuels de la recherche sur la motivation scolaire, et il nous paraissait important de le souligner.

Méthode

La présente étude s'inscrit dans la recherche « Grandir en l'an 2000 ». Financée par la Communauté française de Belgique, elle consiste en le suivi de 370 individus, de la naissance à l'âge adulte (aujourd'hui au nombre de 250). Des variables familiales, scolaires, et individuelles (dont la motivation scolaire) permettent d'étayer l'étude de leur développement. Jusqu'à l'âge de dix ans, la motivation des enfants était sondée par des entretiens semi-structurés. Ce n'est qu'en fin de primaire, une fois les compétences en lecture jugées suffisantes pour la plupart, que la mesure a été envisagée en autopassation (les enfants répondent seuls au questionnaire constitué d'items catégoriels bipolaires, c'est-à-dire de type Likert). Cette disposition permettait de réduire le temps de passation. S'en est suivie une recherche de questionnaires existants et déjà validés.

Bien que de tels instruments soient légion dans la documentation anglo-saxonne, la documentation francophone récente ne nous a pas donné entière satisfaction. Viau (1997) fournit quelques items en annexe de son ouvrage, mais sans indication quant à leurs qualités psychométriques. Monnard et al. (1999), par contre, ont fourni un compte rendu détaillé de l'évaluation métrologique de leur QFM (Questionnaire fribourgeois de motivation). Toutefois, outre notre volonté d'étudier d'autres concepts qui nous paraissent pertinents (notamment en égard à ceux mesurés antérieurement dans notre étude longitudinale), le temps de passation de ce questionnaire s'est révélé trop long. En effet, ce questionnaire devait être utilisé dans l'enseignement secondaire où les journées sont divisées en tranches de cinquante minutes, et devait donc pouvoir être administré dans ce délai. C'est pour répondre à ces exigences que le Questionnaire MultiComponentiel de Motivation scolaire a été élaboré.

Les individus de l'enquête longitudinale ont aujourd'hui quinze ans et leur motivation scolaire envers l'école « en général » a été mesurée en autopassation à deux moments clés de leur scolarité : en dernière année de l'enseignement primaire (en 2001-2002 pour les élèves non retardés dans leur parcours scolaire) et en première du secondaire (2002-2003). Préalablement à ces passations, une étude pilote menée en 2000 sur un échantillon indépendant en fin de primaire a permis d'évaluer une première version du questionnaire. Les qualités psychométriques du QMCM ont donc été jaugées au travers de trois passations différentes, dont deux en fin de primaire et une au début du secondaire. En outre, au début du secondaire, un QMCM version mathématiques a été administré parallèlement à la mesure de la motivation « en général ». Dans la suite du texte, on ne rapportera les résultats de l'étude pilote que de façon anecdotique

pour se centrer sur les mesures générales de sixième primaire (QMCM-G6P) et de première année du secondaire (QMCM-G1S), ainsi que sur les mesures en mathématiques recueillies au début du secondaire (QMCM-M1S).

Échantillons

Même si cette étude s'inscrit dans une recherche longitudinale sur environ 250 enfants, les échantillons testés sont différents d'une passation à l'autre. En effet, outre les individus de notre échantillon, leurs condisciples de classe ont également été soumis à l'administration du questionnaire. Notre échantillon d'étude ayant été sélectionné de manière aléatoire, y inclure les condisciples revient à un échantillonnage aléatoire en grappes. Au total, 186 classes de fin du primaire ont amené 3 277 élèves (dont 49,7% d'individus mâles) à répondre au QMCM-G6P, 2 510 élèves de 119 classes pour QMCM-G1S (48,4% d'individus mâles) et 2 396 issus de 113 classes pour QMCM-M1S (47,9%). Ainsi, en 1S, six classes ont renvoyé le QMCM-G sans le QMCM-M.

Instruments

Inspirés des diverses théories rapportées plus haut, les items du QMCM (repris en annexe) couvrent dix concepts :

- 1) PC, la perception de ses compétences ;
- 2) UP, l'utilité perçue des tâches scolaires ;
- 3) OBA, l'orientation vers des buts d'apprentissage ;
- 4) OBP, l'orientation vers des buts de performance ;
- 5) AXC, l'anxiété cognitive en situation d'évaluation ;
- 6) AXE, l'anxiété émotionnelle dans cette même situation ;
- 7) ATC, les attributions contrôlables ;
- 8) ATNC, les attributions non contrôlables ;
- 9) EVF, la perception de l'évaluation comme processus formateur d'apprentissage ;
- 10) EVN, la perception de l'évaluation comme étape finale normative de stigmatisation des acquis.

Ces deux dernières échelles exceptées, tous les autres concepts ont déjà été mesurés dans divers instruments existants. Les items du QMCM correspondant à ces échelles ont été inspirés ou adaptés des outils suivants : le MSLQ (*Motivated Learning Strategies for Learning Questionnaire* – Pintrich & De Groot, 1990 ; Pintrich, Smith, Garcia & McKeachie, 1993), le OVM (*Online Motivatie Vragenlijst met leestaak* – Boekaerts, n.d.), le PALS (*Patterns of Adaptive Learning Survey* – Midgley et al., 1997 ; Midgley et al., 1998) et le QFM (*Questionnaire fribourgeois de motivation* – Monnard et al., 1999).

En ce qui concerne les attributions causales, on a rappelé plus haut que trois dimensions y sont habituellement associées (Weiner, 1985) : le lieu de la cause invoquée (soit interne à l'individu, soit externe), la stabilité de la cause (soit modifiable avec le temps, soit stable), et sa contrôlabilité (cause contrôlable ou non). Nous avons choisi de nous en tenir à la dimension de contrôlabilité, qui nous semble davantage liée à la motivation que les dimensions de stabilité et d'internalité. Ces deux dernières manquent de consistance. Par exemple, en ce qui concerne l'internalité, l'effort et les aptitudes sont toutes deux confondues parmi les causes internes, alors que leurs répercussions sont bien différentes sur la dynamique motivationnelle (Schunk, 1983).

Tous les items sont de type Likert (catégoriels bipolaires) dont le continuum de réponses est divisé en sept catégories. L'échelle est semi-graphique en ce sens que seules les catégories extrêmes du continuum sont étiquetées. Ces extrêmes sont «jamais» et «toujours» pour les items d'anxiété de l'évaluation et «pas du tout d'accord» et «tout à fait d'accord» pour les autres items. Un nombre impair de catégories a été choisi afin de permettre au sujet d'exprimer une attitude neutre quand il en ressentait le besoin. Toutefois, les consignes de passation (qui peuvent être obtenues auprès de l'auteur) invitaient à un recours exceptionnel à cette réponse centrale. Le nombre sept a été préféré à cinq ou neuf catégories sur la base de l'étude pilote, dans laquelle il s'est avéré que la forme à sept catégories faisait montre de meilleures qualités psychométriques (Huart, 2000). Cette même étude pilote poursuivait un second objectif : analyser la mesure dans laquelle les items étaient contaminés par la désirabilité sociale. En effet, ce premier questionnaire intégrait une échelle de désirabilité sociale (items de type «*Je n'ai jamais désobéi à mes parents ; je n'en ai même jamais eu envie*»). Les analyses factorielles ont montré que les items de désirabilité saturaient leur facteur indépendamment des autres items de motivation, sauf pour un item d'anxiété («*En examen, je regarde les autres élèves qui écrivent, et ça me paralyse de voir qu'ils avancent et pas moi*»), qui a été écarté dans les versions ultérieures du QMCM. Cette version pilote n'incluait cependant pas les items d'orientation vers des buts d'apprentissage et de performance, et ne reprenait qu'une partie des attributions. En raison des importants aménagements survenus entre cette version pilote et les versions ultérieures, ne seront rapportés ici que les résultats relatifs à ces dernières administrations du QMCM.

Résultats et discussion

La validation amorcée ici – amorcée car *la validation d'un test est un processus toujours continu d'accumulation de preuves* (Laveault & Grégoire, 1997, p. 190) – traite des aspects suivants: validation de contenu, fiabilité (consistance interne), validation de construit convergente, et validation critique (Dickes, Tournois, Flieller & Kop, 1994).

Validation de contenu

La version pilote du questionnaire a fait l'objet d'une certaine validation de contenu. Dix-sept chercheurs du Service de pédagogie expérimentale de l'Université de Liège ont été conviés à retrouver les concepts mesurés par les différents items. Ces chercheurs n'étant pas des experts en motivation scolaire, les concepts leur ont été préalablement et brièvement exposés. Le coefficient kappa de Cohen (Laveault & Grégoire, 1997, pp. 200-201) a été calculé afin de quantifier le degré d'accord entre les chercheurs. Ce coefficient présente l'avantage de prendre en compte les accords inter-juges dus au hasard, et est aisé à interpréter; il varie de 0 (accord nul entre les juges) à 1 (accord total). La valeur obtenue fut de 0,94, attestant d'une bonne congruence inter-juges. En réalité, les principaux désaccords provenaient d'une classification de certains items parmi les items de désirabilité sociale.

Analyses de fiabilité

Il n'existe pas vraiment de seuil de fiabilité permettant de dire objectivement qu'une échelle est bonne ou à rejeter. Cependant, le seuil de 0,70 (70% de variance vraie dans la variance totale) proposé par Nunally (1978) est souvent cité. On peut donc parler, comme en d'autres lieux, du principe de la majorité des deux tiers: pour qu'une échelle soit unanimement acceptée, sa part de variance vraie dans sa variance totale doit au moins égaler les deux tiers.

Le tableau 1 reprend les fiabilités estimées des différentes échelles pour les trois prises de mesure (en sixième primaire et en première année du secondaire). Les fiabilités sont estimées par l'estimateur omicron (Huart, 2003), plus précis et moins biaisé (pratiquement sans biais) que l'estimateur alpha de Cronbach. En effet, ce dernier estimateur exige la satisfaction de conditions non rencontrées ici, notamment la continuité des variables (ce qui n'est pas le cas avec des items de type Likert). L'estimateur omicron a été élaboré pour des variables catégorielles et se base sur les corrélations polychoriques (Jöreskog & Sörbom, 1996a, p. 10) et non sur les corrélations au

sens classique de Bravais-Pearson. En outre, il permet de dépasser le postulat difficilement tenable de tau-équivalence essentielle (homogénéité des variances vraies à une constante près), postulat nécessaire au coefficient alpha. Afin de comparer les différentes échelles, qui diffèrent par le nombre d'items qui les représentent, on a repris la fiabilité extrapolée sur dix items dans la partie droite du tableau. La partie gauche du tableau 1 montre en 6P une forte disparité dans la fiabilité des différentes dimensions : les échelles d'attributions contrôlables (ATC), d'orientation des buts (OBA et OBP) et surtout de perception des finalités de l'évaluation (EVF et EVN) sont moins consistantes que les autres échelles. Les deux dernières ne doivent leur faible fiabilité qu'à leur faible nombre d'items (2), comme le montre leur fiabilité extrapolée sur dix items (partie droite du tableau). Ce nombre d'items est passé à quatre pour le QMCM-G1S, puis à cinq dans la dernière version (QMCM-M1S).

Tableau 1
*Fiabilité (consistance interne) des différentes échelles
pour les trois mesures*

Échelles	Fiabilité estimée (et nombre d'items)			Fiabilité extrapolée sur 10 items		
	QMCM- G6P	QMCM- G1S	QMCM- M1S	QMCM- G6P	MCM- QG1S	QMCM- M1S
ATC	0,68 (4)	0,72 (4)	0,87 (8)	0,84	0,86	0,90
ATNC	0,80 (9)	0,81 (9)	0,83 (8)	0,82	0,84	0,87
UP	0,87 (8)	0,88 (8)	0,92 (8)	0,91	0,92	0,94
OBA	0,62 (5)	0,65 (5)	0,78 (5)	0,75	0,78	0,88
OBP	0,66 (5)	0,68 (5)	0,77 (5)	0,79	0,81	0,87
EVF	0,50 (2)	0,72 (4)	0,82 (5)	0,83	0,86	0,90
EVN	0,46 (2)	0,57 (4)	0,66 (5)	0,81	0,76	0,79
AXC	0,74 (4)	0,79 (4)	0,85 (4)	0,88	0,90	0,93
AXE	0,82 (4)	0,85 (4)	0,89 (4)	0,92	0,93	0,95
PC	0,84 (8)	0,87 (8)	0,90 (8)	0,88	0,90	0,92

D'autres échelles ont été modifiées entre les différentes versions, si bien que la comparaison entre les trois mesures n'est pas permise à partir du tableau donné ici. Une analyse sur les items d'ancrage, c'est-à-dire uniquement les items présents dans les trois versions, montrent une forte stabilité de ces fiabilités d'échelle, aussi bien entre la 6P et la 1S que, en 1S, entre la mesure

générale et la mesure spécifique aux mathématiques. D'une part, les fiabilités en 1S sont toujours supérieures à celles observées en 6P, mais le gain est faible: il varie de 0,01 (pour l'utilité perçue UP et les attributions non contrôlables ATnc) à 0,05 (pour l'anxiété cognitive AXC) en passant par 0,02 (PC et OBP), 0,03 (AXE, OBA, et EVF) et 0,04 (ATc et EVN). En moyenne, le gain n'est que de 2,8%. D'autre part, les fiabilités enregistrées en 1S en mathématiques sont toujours supérieures à celles obtenues, sur le même échantillon, pour la mesure générale. Ici, le gain de variance vraie par rapport à la variance totale est plus important: il est en moyenne de 4,9%. Le gain de fiabilité varie de 0,03 (pour PC et ATnc) à 0,07 (pour OBA et EVF) en passant par 0,04 (UP, AXE et ATc), 0,05 (EVN) et 0,06 (AXC et OBP). L'anxiété en situation d'évaluation et les variables issues de la théorie des buts (orientation des buts et perception des finalités de l'évaluation) semblent donc relativement sensibles au contenu évoqué (l'école en général ou les mathématiques en particulier).

La version finale du questionnaire (QMCM-M1S), dont les items sont repris en annexe, donne des fiabilités très satisfaisantes, même si la perception d'une évaluation normative sanctionnante (EVN) demeure à la traîne en atteignant tout juste le critère des deux tiers. Toutes les autres échelles ont une part de variance vraie supérieure à 75 %, et le plus souvent à 80 %.

Mais la bonne consistance interne d'une échelle n'est en rien garante de son unidimensionnalité. En effet, une haute fiabilité peut refléter une échelle composée de plusieurs dimensions ou facteurs corrélés. Or, l'unidimensionnalité, qui est en quelque sorte une pureté de construit, constitue une importante qualité psychométrique d'une échelle. Afin de vérifier cette pureté conceptuelle, des analyses factorielles confirmatoires complètent avantageusement les analyses de fiabilité.

Analyses factorielles confirmatoires

La technique d'analyse factorielle confirmatoire permet de tester l'ajustement de la structure factorielle postulée, c'est-à-dire ici, d'une part la structure unidimensionnelle de chaque échelle (sauf l'échelle d'attributions, qui contient plusieurs dimensions) et, d'autre part, la structure multicomponentielle du questionnaire entier. Ces analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel LISREL® 8.50 (Jöreskog & Sörbom, 1996b).

Une myriade d'indices d'ajustement existe aujourd'hui. L'indice de base est le khi-carré et sa probabilité de dépassement. Toutefois, l'utilité de cet indice est extrêmement limitée: Kenny (2003) rapporte que le khi-carré est conseillé pour des échantillons relativement restreints (75 à 250 observations),

mais pose problème au-delà (rejet excessif des modèles). En outre, sa valeur dépend de l'intensité des corrélations entre les variables: au plus ces corrélations sont élevées, au plus le modèle risque d'être rejeté à tort. C'est pourquoi d'autres mesures de la qualité de l'ajustement ont rapidement vu le jour. L'inconvénient majeur du khi-carré est de tester l'ajustement *exact* du modèle (le modèle tient exactement dans la population), alors que bien souvent on s'intéresse à l'ajustement proche (*close fit*: le modèle tient approximativement dans la population). Parmi ces indices d'ajustement proche, la RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) est sans doute la plus utilisée aujourd'hui. Cet indice varie de 0 à 1 et, selon Browne et Cudek (1993), dénonce un pauvre ajustement s'il est supérieur à 0,10, un ajustement acceptable s'il est compris entre 0,05 et 0,08, et un bon ajustement (proche) s'il est inférieur à 0,05. Sur une base de simulations, Hu et Bentler (1999) recommandent d'utiliser conjointement les indices RMSEA et SRMR (*Standardized Root Mean square Residual*). Ils montrent en effet que, pour des échantillons aussi importants que ceux utilisés ici, rejeter les modèles sur base de $RMSEA > 0,06$ et $SRMR > 0,09$ donne le moindre taux d'erreurs de première espèce (rejeter un modèle qui en réalité est bien ajusté) et de seconde espèce (accepter un modèle non ajusté). Suivant ces recommandations, ce sont donc ces deux indices qui ont été rapportés ici (tableaux 2 et 3).

Le cas des attributions causales se doit d'être traité séparément, car cette échelle est conceptuellement définie *a priori* comme comportant plusieurs dimensions. On a vu en effet qu'elles pouvaient être catégorisées de trois manières au moins, selon que l'on considère le lieu des causes évoquées (internes ou externes), leur stabilité (stables ou non), ou leur contrôlabilité. Si la formulation théorique initiale se limite à cette typologie, de nombreux éléments donnent à penser que ces dimensions ne sont pas tout à fait consistantes. Par exemple, il semblerait que l'on doive également distinguer les causes évoquées en cas de succès de celles fournies face à un échec. À ce propos, Marsh et al. (1984) font très justement remarquer que les deux événements ne donneront pas nécessairement les mêmes attributions. Ils illustrent leurs propos par l'attribution aux habiletés intellectuelles: évoquer cette raison en cas d'échec revient à se déclarer incompétent tandis que, en cas de succès, c'est exactement l'inverse. Un autre élément remet en question la consistance des dimensions attributionnelles: lorsque des auteurs comme Stipek (1998, pp. 63-64) présentent leur revue de la documentation sur les attributions, ils distinguent très souvent les attributions selon le résultat (succès ou échec) et, en outre, distinguent souvent les attributions aux habiletés intellectuelles des autres causes attributionnelles. Il semblerait donc que cette

attribution se comporte de façon marginale. À ce propos, Skinner et al. (1990) soulignent le statut particulier de cette cause, qui est à la fois interne et potentiellement incontrôlable. Enfin, ces dimensions d'internalité, de stabilité et de contrôlabilité sont théoriquement bipolaires. Ce postulat a amené de nombreux chercheurs à travailler sur des scores d'internalité (différence entre attributions internes et externes), même dans les travaux les plus récents (par exemple, Lyden et al., 2002). Ce même postulat a conduit Rotter (1966) à élaborer des questions bipolaires à choix forcé pour évaluer le *locus of control*. Pourtant, toujours sur base d'éléments empiriques, certains auteurs se sont affranchis de ce postulat (Skinner et al., 1990, par exemple). Ces auteurs seront suivis ici : par exemple, en ce qui concerne la dimension de contrôlabilité, on traitera distinctement les items de contrôlabilité des items de non-contrôlabilité (administrés indépendamment, et non de façon bipolaire), aussi bien sur le plan des analyses factorielles que des scores composites.

Le tableau 2 compare différents modèles de mesure applicables aux items d'attribution. Il se limite aux items de la version QMCM-M1S, qui se prête mieux que les autres versions à cette analyse, en raison d'un nombre d'items plus élevé (les causes contrôlables de COND «je me suis mis dans de bonnes conditions pour étudier» et de TEMPS «je me suis réservé suffisamment de temps» y ont été mesurées). Les trois premières lignes du tableau 2 testent respectivement les trois catégorisations classiques. Premièrement (modèle a), les causes attributionnelles ont été ventilées selon la dimension de stabilité : les aptitudes intellectuelles (INTL) et l'opinion du maître à l'égard de l'élève (OPI) saturent le facteur de «stabilité», tandis que le facteur de «non-stabilité» est représenté par les autres causes : difficulté de la tâche (DIFF), pleine forme du moment (FORM), chance (CHA), stratégies d'étude (STRA), efforts déployés (EFFOR) et enfin (pour la version QMCM-M1S uniquement) TEMPS et COND. En second (modèle b), les causes s'organisent selon le lieu de la cause, c'est-à-dire selon une structure à deux facteurs : «attributions internes» (saturé par STRA, EFFOR, TEMPS, COND, et INTL) et «attributions externes» (saturé par FORM, OPI, DIFF, CHA). Comme mentionné plus haut, nous nous attendons à ce que ce modèle souffre de l'amalgame entre efforts fournis et aptitudes intellectuelles. Bien que toutes deux internes, ces causes ont une connotation de contrôlabilité bien différente et donc, sans doute, des répercussions distinctes sur la dynamique motivationnelle. Le troisième modèle (modèle c) exploite la catégorisation de contrôlabilité : la structure factorielle est identique à la précédente, à l'exception près que INTL rejoint les causes externes, appelées cette fois non contrôlables.

Tableau 2

Analyses factorielles confirmatoires de différents modèles de mesure pour les attributions causales, version mathématique en 1S (QMCM-MIS)

Modèle	RMSEA	SRMR	Modèles comparés	Gain d'ajustement (et probabilité)
a stabilité	0,127	0,148		
b internalité	0,078	0,117		
c contrôlabilité	0,060	0,078		
d contrôl. + INTL	0,056	0,072	c - d	$\chi^2c - \chi^2d = 109,5$ à 2 dl (p=0,000)
e stab. succès-échec	0,129	0,151		
f int. succès-échec	0,075	0,117		
g contr. succès-échec	0,055	0,072	d - g	$\chi^2d - \chi^2g = 161,8$ à 5 dl (p=0,000)
h idem g, sans INTL	0,051	0,060	g - h	$\chi^2g - \chi^2h = 273,1$ à 31 dl (p=0,000)

Note: Le test du gain d'ajustement est basé sur la différence des khi2 de Satorra-Bentler (p<0,05 signifie un gain d'ajustement significatif).

L'ajustement du modèle (a) est rejeté selon les recommandations de Hu et Bentler (1999). En effet, on observe à la fois un RMSEA>0,06 et un SRMR>0,09. L'analyse des saturations factorielles va dans ce sens : certaines sont non significatives, tandis que d'autres sont même négatives. Le modèle (b) conduit au même rejet. L'analyse des saturations factorielles montre que les attributions FORM et INTL représentent mal l'internalité qu'elles sont censées mesurer dans ce modèle (saturations faibles, voire négatives). Ce résultat confirme nos attentes : attribuer ses résultats à ses capacités intellectuelles n'a pas la même signification que de les attribuer à des causes plus responsabilisantes comme l'effort. Il en est apparemment de même pour la «pleine forme» mentale et physique. Le modèle (c) (contrôlabilité) satisfait au critère de Hu et Bentler : son ajustement est acceptable. En outre, toutes les saturations factorielles sont significatives et positives. Toutefois, en ce qui concerne le facteur de non contrôlabilité, on observe des saturations moins élevées pour INTL (0,143 en cas de succès et 0,406 en cas d'échec) que pour les autres items (de 0,586 à 0,770). Ce constat nous amène à tester le modèle (d), dont la seule faiblesse est de ne pas disposer de fondements théoriques connus. Dans ce modèle, trois facteurs sont postulés : le facteur de contrôlabilité (qui est aussi un facteur d'internalité), le facteur de non-contrôlabilité, et un facteur INTL, cause interne mais potentiellement incontrôlable. L'ajustement est acceptable, et est même significativement meilleur que celui du modèle (c) (*cf.* dernière colonne du tableau 2 ; la différence de khi-carré est

très hautement significative). Les attributions aux aptitudes intellectuelles seraient donc à traiter séparément des autres causes attributionnelles. Il est à noter que la corrélation entre les deux facteurs «attributions contrôlables» et «attributions non contrôlables» est estimée à $-0,37$. Cette corrélation modérée (14% de variance commune), pourtant corrigée pour atténuation, plaide difficilement en faveur d'une dimension bipolaire de contrôlabilité (qui impliquerait une corrélation de -1). Dans une seconde étape, les mêmes modèles ont été ajustés mais cette fois en distinguant les succès et les échecs évoqués par les items. Les modèles de stabilité (e) et d'internalité (f) sont toujours à rejeter, même si une amélioration se fait sentir pour l'internalité. Le modèle de contrôlabilité qui distingue échecs et succès (g) est quant lui bien acceptable. En outre, le gain d'ajustement dû à cette distinction est significatif (différence de χ^2 de 161,8), illustrant l'importance de distinguer succès et échec dans les scores composites. De nouveau, les attributions relatives aux aptitudes intellectuelles donnent des saturations faibles. Il s'agit donc peut-être de distinguer INTL des autres causes non contrôlables. Le modèle (h) représente cette hypothèse, et la confirme : en effet, le gain d'ajustement est significatif ($\Delta\chi^2=273,1$). Il y a fort à parier que INTL doit également se distinguer selon le résultat évoqué (succès ou échec) : tester ce modèle est délicat (il y aurait deux facteurs pour deux variables), mais la corrélation modérée de $0,316$ entre SINTL (attribution du Succès aux aptitudes intellectuelles) et EINTL (attribution de l'Échec) va dans ce sens.

Tableau 3
*Analyses factorielles confirmatoires des différentes échelles
 et du questionnaire entier : test de l'ajustement proche par la méthode
 du double indice de Hu et Bentler (1999)*

Échelles	RMSEA			SRMR		
	QMCM- G6P	QMCM- G1S	QMCM- M1S	QMCM- G6P	QMCM- G1S	QMCM- M1S
ATC	0,110	0,064	0,080	0,034	0,024	0,047
ATC-S	*	*	0,057	*	*	0,017
ATC-E	*	*	0,000	*	*	0,004
ATNC	0,076	0,068	0,072	0,043	0,058	0,058
ATNC-S	0,000	0,015	0,009	0,002	0,013	0,011
ATNC-E	0,058	0,031	0,029	0,025	0,021	0,015
UP	0,154	0,108	0,084	0,068	0,071	0,043
OBA	0,113	0,092	0,135	0,052	0,050	0,069
OBP	0,083	0,081	0,054	0,037	0,049	0,031
EVF	*	0,060	0,047	*	0,025	0,023
EVN	*	0,024	0,073	*	0,014	0,040
AXC	0,055	0,061	0,029	0,015	0,020	0,009
AXE	0,200	0,155	0,179	0,042	0,046	0,047
PC	0,132	0,127	0,088	0,058	0,067	0,040
Questionnaire entier	0,040	0,045	0,042	0,059	0,067	0,075

*: L'ajustement n'a pas pu être réalisé car ces facteurs étaient représentés par moins de trois variables.

Le tableau 3 reprend les résultats des analyses factorielles confirmatoires réalisées sur toutes les échelles du QMCM, pour les trois administrations. Les six premières lignes de ce tableau concernent les attributions causales qui viennent d'être analysées (ici, la cause INTL a été écartée de l'analyse). Elles confirment la nécessité de distinguer les causes selon le résultat évoqué (succès ou échec): l'ajustement de l'unidimensionnalité s'en trouve amélioré. Pour les versions QMCM-G6P et QMCM-G1S, on n'a pu confirmer ce résultat que pour les attributions non contrôlables, car les attributions contrôlables étaient mesurées par trop peu d'items (seules deux causes – EFFOR et STRA – étaient mesurées). Les lignes suivantes testent l'unidimensionnalité des autres échelles du questionnaire. Les résultats obtenus montrent que, malgré leur excellente fiabilité (proche de 0,90), les échelles UP (utilité perçue), AXE (composante émotionnelle de l'anxiété en situation d'évaluation) et PC (perception de ses compétences) voient leur pureté dimensionnelle mise en doute

par l'indice RMSEA. Cependant, les indices SRMR ne confirment pas le rejet: le critère du double indice de Hu et Bentler amène à tolérer l'unidimensionnalité de toutes les échelles, quelle que soit la version du questionnaire.

Enfin, la dernière ligne du tableau 3 teste la structure multi-factorielle du questionnaire entier. Cette pratique est souvent observée dans la documentation, et permet d'analyser l'agencement des différentes échelles les unes par rapport aux autres, ainsi que les éventuels recouvrements (non désirés) d'item à échelles étrangères. À cette fin, la technique utilisée est classiquement l'analyse factorielle exploratoire en composantes principales (ACP). Ici, de nouveau, c'est l'AFC (analyse factorielle confirmatoire) qui a eu notre préférence, pour deux raisons. D'une part, la qualité de la structure factorielle peut être quantifiée (par les indices d'ajustement) et l'hypothèse d'ajustement testée. D'autre part, cette technique permet de laisser corrélérer les facteurs ou dimensions motivationnelles. Il est d'ailleurs surprenant de voir certains auteurs (par exemple Monnard et al., 1999) utiliser une technique comme l'ACP qui force les facteurs à l'orthogonalité (c'est-à-dire de corrélation nulle), alors que la théorie prédit que certaines dimensions motivationnelles sont corrélées! Les indices RMSEA et SRMR plaident en faveur d'un bon ajustement de la structure factorielle définie *a priori*. En outre, pour chacune des trois versions, la soixantaine de saturations factorielles sont toutes significatives et vont dans le sens attendu. Enfin, d'après l'analyse des indices de modification (Jöreskog & Sörbom, 1996b), il n'apparaît pas que certains items cherchent à saturer substantiellement d'autres facteurs que ceux qu'ils sont censés mesurer. Il n'y a donc pas de recouvrement parasite qui ait pu être mis en évidence.

Validation critique

Le critère repris ici est (assez naturellement) le niveau de performance, représenté par trois mesures. D'une part, l'engagement tel que perçu par l'enseignant: cette mesure a été recueillie au moment de l'administration des questionnaires sur une échelle bipolaire à sept échelons allant de «pas du tout impliqué» à «très impliqué dans les activités en classe». Cette évaluation a été portée à la fois par l'enseignant de mathématique et celui de français. Les mesures générales de motivation sont corrélées avec la moyenne des deux évaluations. D'autre part, les notes obtenues en fin d'année scolaire par les sujets répondant nous ont été communiquées. Enfin, en 6^e, il a été demandé aux enseignants de pointer les élèves qui, selon eux, risquaient de rencontrer des problèmes sérieux dans leurs études secondaires. Les deux premiers critères seront étudiés par une analyse corrélacionnelle et le dernier par une MANOVA avec le facteur «élèves à risque».

Le tableau 4 reprend les corrélations observées entre les différentes échelles (scores composites somme) et les mesures de performance. Les attributions y sont reprises sans la cause INTL (aptitudes intellectuelles), traitée séparément.

Tableau 4
Corrélations entre les différentes échelles et deux mesures de performance

Échelles	Engagement cognitif			Note scolaire		
	QMCM- G6P	QMCM- GIS	QMCM- MIS	QMCM- G6P	QMCM- GIS	QMCM- MIS
ATC	-0,09***	-0,06*	-0,06**	-0,09***	-0,10***	-0,08***
ATC-S	-0,08***	-0,08***	-0,05**	-0,13***	-0,13***	-0,08***
ATC-E	-0,06**	-0,02	-0,06*	-0,03	-0,04*	-0,06**
ATNC	-0,18***	-0,19***	-0,16***	-0,26***	-0,17***	-0,17***
ATNC-S	-0,18***	-0,20***	-0,17***	-0,27***	-0,20***	-0,19***
ATNC-E	-0,14***	-0,14***	-0,12***	-0,18***	-0,10***	-0,12***
SINTL	-0,09***	-0,06*	-0,06*	-0,09***	-0,09***	-0,08***
EINTL	-0,14***	-0,13***	-0,19***	-0,17***	-0,13***	-0,20***
UP	0,06**	0,17***	0,16***	0,07***	0,11***	0,11***
OBA	0,17***	0,18***	0,24***	0,13***	0,13***	0,17***
OBP	-0,13***	-0,10***	-0,03	-0,17***	-0,12***	-0,02
EVF	0,06***	0,11***	0,13***	0,02	0,11***	0,12***
EVN	-0,11***	-0,09***	-0,07***	-0,15***	-0,12***	-0,14***
AXC	-0,31***	-0,37***	-0,33***	-0,36***	-0,40***	-0,38***
AXE	-0,15***	-0,16***	-0,21***	-0,21***	-0,19***	-0,24***
PC	0,47***	0,58***	0,50***	0,58***	0,61***	0,55***

Note: * significatif ($p < 0,05$); ** hautement significatif ($p < 0,01$);
*** très hautement significatif ($p < 0,001$).

On notera d'emblée une certaine stabilité des corrélations obtenues au travers des trois administrations. Comme attendu, le lien entre perception de ses compétences et performances est très étroit, pour les trois passations. Il en est de même de l'anxiété en situation d'évaluation, avec comme attendu une prédominance de la composante cognitive sur la composante émotionnelle. Les concepts issus de la théorie des buts (orientation des buts et perception des finalités de l'évaluation) vont dans le même sens: la composante d'apprentissage (OBA et EVF) est positivement corrélée avec les performances, tandis que la composante de performance (OBP et EVN) y est négativement liée. Toutefois, ces corrélations demeurent timides. L'inconsistance de l'orientation vers des buts de performance, relevée dans la documentation, est illustrée ici: le lien négatif observé sur le questionnaire de motivation envers l'école en

général devient non significatif quand il est appliqué aux mathématiques. Le lien entre utilité perçue (UP) et l'engagement est positif et donc conforme à la nouvelle formulation de la théorie attente-valeur (Eccles & Wigfield, 2002). De nouveau cependant, ces corrélations sont faibles, montrant que ces variables peuvent influencer les performances de façon indirecte (ou être influencées par celles-ci). Enfin, les corrélations relatives aux attributions causales montrent l'importance de distinguer les succès des échecs. Les attributions contrôlables sont liées négativement aux performances, mais c'est surtout vrai en cas de succès conformément aux considérations de Stipek (1998) et Bandura (2003) rapportées plus haut. Par contre, en cas de succès, le lien est pour ainsi dire inexistant pour les trois administrations du questionnaire, fournissant un certain support au concept de norme d'internalité. En ce qui concerne les attributions non contrôlables, le lien est négatif comme rapporté dans les revues de la documentation attributionnelle : on notera que le lien est plus important pour les causes évoquées en cas de succès. Les attributions aux aptitudes intellectuelles sont également liées négativement aux notes scolaires, mais cette fois, c'est surtout vrai en cas d'échec, conformément au rapport de Stipek (1998).

Tableau 5

Comparaison des profils motivationnels en 6P des élèves signalés par leur enseignant comme pouvant éprouver des difficultés dans l'enseignement secondaire aux autres élèves non signalés

<i>Échelles</i>	<i>Probabilité de dépassement</i>	<i>Ampleur de l'effet (ω^2)</i>	<i>Différence brute (à risque – sans risque)</i>	<i>Différence sur note Z</i>
ATC	0,025	0,002	0,11	0,10
ATC-S	0,012	0,003	0,13	0,11
ATC-E	0,189	0,001	0,08	0,06
ATNC	0,000	0,043	0,40	0,46
ATNC-S	0,000	0,049	0,52	0,49
ATNC-E	0,000	0,021	0,30	0,32
SINTL	0,019	0,002	0,18	0,11
EINTL	0,000	0,011	0,45	0,23
UP	0,038	0,002	-0,07	-0,09
OBA	0,000	0,007	-0,19	-0,19
OBP	0,000	0,007	0,19	0,18
EVF	0,484	0,000	-0,04	-0,03
EVN	0,000	0,011	0,36	0,23
AXC	0,000	0,094	0,97	0,68
AXE	0,000	0,036	0,59	0,41
PC	0,000	0,205	-1,16	-1,00

L'analyse MANOVA relative au dernier critère (comparaison du profil motivationnel des élèves signalés «à risque» par leur enseignant de 6P au profil des autres élèves) donne un effet global significatif ($F(18; 2\ 425)=41,9; p=0,000$). Le tableau 5 reprend les analyses univariées de variance. On y consigne la probabilité de dépassement relatif au test F, l'ampleur de l'effet (mesuré par la statistique oméga-carré – voir Howell, 1998, p. 376) et la différence de moyenne entre les élèves signalés à risque et les élèves non signalés par leur enseignant. Une différence négative implique donc un score plus élevé chez les élèves non signalés. L'avant-dernière colonne reprend cette différence de moyenne sur les scores composites bruts (ces scores sont les moyennes des scores d'item de l'échelle et peuvent donc varier théoriquement de 1 à 7, nombre d'échelons des items Likert). La dernière colonne expose les différences de moyennes obtenues sur les scores d'échelles standardisés. Cette différence représente donc le nombre d'écarts-types séparant les deux groupes «à risque» et «sans problèmes». Il est notoire de remarquer que plus d'un quart des élèves (29%) ont été signalés à risque.

On retrouve les mêmes influences que pour l'analyse corrélacionnelle. La perception de ses compétences PC donne l'effet le plus important : l'ampleur de l'effet est de 0,205, ce qui signifie que la catégorisation des enseignants rend compte de plus d'un cinquième (20,5%) de la variance de cette variable motivationnelle. Les élèves signalés à risque ont une image de leurs compétences extrêmement négative par rapport à leurs pairs non signalés comme pouvant éprouver des difficultés ultérieures : un écart-type les sépare ! Telle une conséquence, le profil est tout aussi négatif en ce qui concerne l'anxiété en situation d'évaluation. La différence est très hautement significative pour la composante cognitive de l'anxiété (2/3 d'écart-type), ainsi que pour la composante émotionnelle (2/5 de déviation standard). En ce qui concerne l'utilité perçue de l'école, la différence est juste significative : les élèves signalés à risque ont tendance à se montrer moins convaincus de l'utilité de l'école. Toutefois, la différence entre les deux groupes est mineure (1/10 d'écart-type). La différence est significative pour ce qui est de la poursuite de buts d'apprentissage, toujours à l'avantage des élèves non signalés à risque, qui poursuivent davantage de buts d'apprentissage. Les enfants à risque ont renoncé à poursuivre de tels buts. Par contre, ils adoptent significativement plus de buts de performance que les autres (1/5 d'écart-type). Pour ce qui est de la perception de l'évaluation comme un processus formateur, la différence est en la défaveur des élèves à risque, mais n'est pas significative. Par contre, les deux groupes se démarquent très significativement sur la vision d'une évaluation normative

sanctionnante, toujours en défaveur des élèves à risque (1/5 d'écart-type). Enfin, en ce qui concerne les attributions, on observe à nouveau que les attributions contrôlables sont le fait d'élèves scolairement moins adaptés : les élèves signalés par leur enseignant sont un peu plus susceptibles d'attribuer leurs succès scolaires à des causes théoriquement contrôlables. La différence n'est toutefois pas probante (1/10 de déviation standard). En revanche, ils sont unanimes pour signifier leur incompréhension de leurs résultats scolaires, qu'ils attribuent à des causes non contrôlables. La différence est cette fois très hautement significative. À l'évidence, ces profils dévastés donnent raison au pronostic des enseignants (et valident, du même coup, notre mesure de sixième primaire).

Conclusions

Les analyses rapportées plaident en faveur d'une bonne mesure des dimensions motivationnelles sondées par le QMCM, que ce soit envers l'école en général ou spécifiquement envers les mathématiques. La structure factorielle du questionnaire est confirmée, ainsi que l'unidimensionnalité et la consistance interne des échelles conçues.

Sur un plan conceptuel, on s'attardera sur les analyses relatives aux attributions causales. Les aptitudes intellectuelles comme cause des résultats scolaires ne semblent pas se comporter comme attendu dans les formulations théoriques de l'internalité. Il semblerait qu'elles doivent être rangées parmi les causes externes ou, mieux, être traitées séparément. En outre, la distinction des causes selon le résultat évoqué (succès ou échec) paraît également indispensable à la lumière des analyses factorielles confirmatoires. Ces données (qui sont à confirmer par d'autres études) pourraient expliquer les difficultés de la recherche attributionnelle à obtenir des résultats cohérents (Stipek & Weisz, 1981). On notera que, malgré cette redéfinition intraconceptuelle, les attributions contrôlables (ou internes) ne sont pas liées avec les performances, comme attendu par les premières formulations théoriques, mais confirment plutôt les plus récents développements comme celui représenté par le concept de norme d'internalité.

En général, les corrélations entre les dimensions du QMCM et les mesures de performances sont cohérentes avec la documentation ou, devrait-on plus justement dire, ne sont pas incohérentes avec elle. Les faibles corrélations observées pour certaines dimensions motivationnelles doivent être interprétées à la lumière des considérations théoriques rapportées plus haut : certaines variables sont nomologiquement plus proches des performances que d'autres. Cela ne signifie pas que ces dimensions ne doivent être étudiées : agissant en

amont, leur influence indirecte sur les performances peut être bien réelle. Elles sont susceptibles de médiatiser la relation entre les variables contextuelles (notamment les variables pédagogiques) et les variables proches des performances comme la perception de ses compétences et l'anxiété en situation d'évaluation. Les études futures devront débattre des liens entre les différentes dimensions motivationnelles et de leur impact unique et conjoint sur la dynamique motivationnelle. Le questionnaire multi-componentiel de motivation devrait y contribuer.

En ce qui concerne les deux versions du QMCM, on a vu que la consistance interne de la version mathématiques est un peu supérieure à celle de la version générale, mais pas de façon considérable. En général, les qualités psychométriques des deux versions sont semblables, notamment pour ce qui est de la validité prédictive des notes scolaires. On peut s'interroger sur laquelle des versions du QMCM (math ou générale) utiliser. Il n'existe assurément pas de réponse définitive à cette question. Tout dépend des objectifs fixés par le chercheur : veut-on prédire l'adaptation scolaire générale ou les performances ciblées dans une matière spécifique comme les mathématiques ? Des paramètres contextuels interviennent également dans la décision. Pour des sujets plus âgés, la question d'une mesure spécifique à une discipline semblerait plus indiquée. En effet, dans l'enseignement secondaire, chaque discipline est donnée par un enseignant différent et, surtout, chaque discipline a ses conséquences propres : il est possible de répéter une année en raison de résultats insuffisants en mathématiques, même si toutes les autres matières sont réussies. Dans ce cadre, on peut s'attendre plus qu'ailleurs à des attitudes contrastées selon la matière : une mesure générale risque alors de perdre en cohérence. Toutefois, il se peut également que la mesure générale soit plus indiquée, notamment en raison des options présentes dans l'enseignement secondaire : par exemple, un élève en option électricité qui serait féru de cette matière montrera probablement une attitude très positive envers l'école, mais pas nécessairement envers les mathématiques. Dans ce cas, la mesure générale sera sans doute un meilleur prédicteur de la réussite scolaire de cet élève et de son intégration sociale future. Enfin, si l'on désire mettre en relation caractéristiques motivationnelles et variables enseignant, une mesure spécifique à la discipline s'impose si chaque matière a son propre enseignant, que ce soit au secondaire ou au primaire. Bref, le choix de l'une ou l'autre version dépend des questions de recherche et du contexte de cette recherche.

Annexe

Items du QMCM version Mathématiques (QMCM-M)

Les propositions de réponse sont toutes étalées sur le continuum à sept échelons *pas du tout d'accord – tout à fait d'accord*, sauf pour les items AX qui sont des échelles de fréquences (*jamais – toujours*). Les items marqués d'un astérisque * doivent être redressés pour le traitement. Les nombres entre parenthèses représentent la position des items dans le questionnaire.

1. Utilité perçue des mathématiques (UP, 8 items)

- UP1 (1). Apprendre les maths, c'est important pour moi.
UP2 (7). Ce que j'apprends en maths me sert tous les jours dans la vie.
UP3* (19). Les maths, on pourrait s'en passer.
UP4 (25). Le cours de maths enseigne des choses utiles pour la vie de tous les jours.
UP5 (33). Les maths sont utiles pour mon avenir.
UP6 (39). Pour réussir dans la vie, il est important de bien travailler en maths.
UP7 (54). Ce que j'apprends en maths me servira plus tard.
UP8 (64). Pour avoir un beau métier plus tard, il faut réussir en maths.

2. Perception de ses compétences en maths (PC, 8 items)

- PC1* (45). En maths, par rapport à toute la classe, je me trouve moins bon(ne).
PC2 (2). En comparaison aux autres élèves de ma classe, je pense être un(e) très bon(ne) élève en maths.
PC3 (28). J'apprends mieux les maths que la plupart des autres élèves de la classe.
PC4 (5). En maths, j'aurai de bons résultats à la fin de l'année.
PC5* (14). J'éprouve des difficultés en maths.
PC6 (17). Je me sens capable de tout comprendre en maths.
PC7* (23). Je sens que je vais échouer en maths cette année.
PC8* (52). J'ai besoin de plus de temps que les autres élèves de la classe pour réussir un exercice de maths.

3. Anxiété en situation d'évaluation en maths (composantes cognitive – AXC, 4 items – et émotionnelle – AXE, 4 items)

- AXC1 (3). Je suis tellement nerveux(se) pendant les interrogations de maths que je ne peux pas me rappeler tout ce que j'ai étudié. [*jamais – toujours*]
- AXC2 (22). Pendant que je passe une interro ou un examen en maths, je me dis que je suis en train de rater. [*jamais – toujours*]
- AXC3 (35). Quand je suis en examen de maths, je me dis que j'ai peur d'échouer. [*jamais – toujours*]
- AXC4 (43). Pendant un examen ou une interro de maths, je pense à ce qui se passera si j'échoue. [*jamais – toujours*]
- AXE1 (29). Quand je passe une interro ou un examen de maths, je transpire ou mon cœur bat plus vite. [*jamais – toujours*]
- AXE2 (61). En examen de maths, ma main tremble et je n'arrive pas à bien faire mes lettres comme d'habitude. [*jamais – toujours*]
- AXE3 (53). En examen de maths, je n'arrive pas à lire les questions : les lettres sont floues et se mélangent. [*jamais – toujours*]
- AXE4 (51). En examen ou pendant une interro de maths, j'ai des frissons d'angoisse. [*jamais – toujours*]

4. Orientation des buts en mathématiques (buts d'apprentissage – OBA, 5 items – et buts de performance – OBP, 5 items)

- OBA1 (32). Je préfère un exercice de maths un peu difficile plutôt qu'un exercice facile.
- OBA2 (47). J'aime bien savoir, grâce à mes points en maths, si j'ai progressé depuis la dernière fois.
- OBA3 (57). Ma récompense d'avoir étudié mes maths, c'est de connaître de nouvelles choses.
- OBA4 (15). En maths, je préfère le travail qui me fait vraiment réfléchir.
- OBA5 (6). J'aime les exercices de maths qui me font progresser, apprendre de nouvelles choses.
- OBP1 (38). Je voudrais avoir les meilleurs résultats de la classe en maths.
- OBP2 (18). J'aime recevoir des félicitations de monsieur (ou madame) en maths.
- OBP3 (56). J'aime bien savoir, grâce à mes points en maths, où je me situe par rapport aux autres.
- OBP4 (26). Ma récompense d'avoir étudié mes maths, c'est d'obtenir de bons points.

OBP5 (48). Je serais fier(e) de moi si pour une interro en maths j'obtenais le meilleur résultat de la classe.

5. Attributions causales en mathématiques

Attributions contrôlables :

SSTRA (30). Quand je connais bien ma matière en maths, c'est parce que je m'y suis bien pris pour étudier.

ESTRA (4). Quand je ne connais pas bien mes maths pour une interrogation, c'est que je ne m'y suis pas du tout bien pris pour étudier.

SEFFOR (46). Quand je réussis bien une interro ou un examen en maths, c'est parce que j'ai beaucoup travaillé, et fait beaucoup d'efforts.

EEFFOR (58). Quand je rate une interro ou un examen en maths, c'est que je n'ai pas assez travaillé, pas fait beaucoup d'efforts.

STEMPS (41). Quand je réussis bien une interro en maths, c'est parce que j'ai pris le temps nécessaire pour étudier.

ETEMPS (55). Quand j'échoue à une interro de maths, c'est parce que je m'y suis pris trop tard pour étudier.

SCOND (44). Quand je réussis bien une interro en maths, c'est parce que j'ai tout fait pour être dans de bonnes conditions pour étudier.

ECOND (59). Quand j'échoue à une interro de maths, c'est parce que je ne m'étais pas mis dans de bonnes conditions pour étudier.

Attributions non contrôlables :

SFORM (40). Quand je réussis bien une interro ou un examen en maths, c'est que j'étais en pleine forme.

EFORM (62). Quand j'échoue à une interro ou un examen en maths, c'est parce que j'étais malade ou pas en forme.

SOPI (21). Quand j'ai de beaux résultats à une interro en maths, je me dis que c'est parce que monsieur (ou madame) m'aime bien.

EOPI (34). Quand j'ai de mauvais résultats à une interro de maths, c'est parce que monsieur (ou madame) était fâché(e) contre moi.

SDIFF (37). Quand je réussis une interro ou un examen de maths, c'est parce que c'était trop facile pour tous les élèves.

- EDIFF (20). Quand je rate un examen ou une interro de maths, c'est que c'était trop difficile pour tous les élèves.
- SCHA (50). Quand je réussis bien une interro ou un examen en maths, c'est que j'ai eu un coup de chance.
- ECHA (11). Quand j'échoue à une interro ou que je rate un exercice de maths, c'est que j'ai eu de la malchance.

Attributions aux aptitudes intellectuelles :

- SINTL (27). Si je réussis bien un exercice de maths, c'est parce que je suis doué pour ce genre d'exercice.
- EINTL (9). Quand je rate un exercice de maths, c'est parce que je ne suis pas doué pour ce genre d'exercice.
6. Perceptions des finalités de l'évaluation (EV, 10 items)
- EVN1 (36). Les points du bulletin servent à voir si on est « fait » pour les maths.
- EVN2 (13). Les interros servent à repérer les bons et les mauvais élèves en maths.
- EVN3 (8). Les interros permettent de « punir » ceux qui n'ont pas travaillé leurs maths.
- EVN4 (24). Grâce aux interros, on peut montrer ce qu'on vaut en maths.
- EVN5 (42). Grâce aux points du bulletin, on peut déjà savoir quels élèves ne seront jamais doués pour les maths.
- EVF1 (10). Les interros en maths servent à voir ce qu'on n'a pas compris, pour le travailler encore.
- EVF2 (16). Les points servent à voir quelles sont nos faiblesses en maths, pour les vaincre.
- EVF3 (31). Les interros servent à monsieur (madame) pour repérer les élèves qui ont besoin d'une explication supplémentaire en maths.
- EVF4 (60). Les points du bulletin servent à voir si on a progressé en maths depuis le début de l'année.
- EVF5 (49). Les interros en maths servent à monsieur (madame) pour savoir si il (elle) peut avancer dans la matière ou si il (elle) doit réexpliquer certaines choses.

7. Hors échelle

DYNAPT (12). Tout le monde peut arriver à avoir la «bosse des maths».

VERIF (63). La dernière question de cette page est bien la numéro soixante-cinq.

SATISF (65). Ce questionnaire m'a très fort ennuyé(e).

Remarque: Dans la version «générale», l'item DYNAPT était formulé comme suit: *Tout le monde peut arriver à être intelligent.*

NOTES

1. Selon Bandura (2003, pp. 23-24), la perception de ses compétences (mesurée ici) reflète fortement la perception d'autoefficacité.

RÉFÉRENCES

- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 261-271.
- Anderman, L. H. (1999). Expanding the discussion of social perceptions and academic outcomes: Mechanisms and contextual influences. In T. Urdan (éd.), *Advances in motivation and achievement, vol. 11: The role of context* (pp. 303-336).
- Anderman, L. H., & Anderman, E.M. (éds) (2000). Considering contexts in educational psychology: introduction to the special issue. *Educational Psychologist*, 35(2), 67-68.
- Atkinson, J. W. (1957). Motivational determinants of risk taking behavior. *Psychological Review*, 64, 359-372.
- Bandura, A. (2003). *Auto-efficacité: Le sentiment d'efficacité personnelle* (traduit par J. Lecomte). Bruxelles: De Boeck Université. (Ouvrage original publié en 1997.)
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Boekaerts, M. (2001). Context-sensitivity: Activated motivational beliefs, current concerns and emotional arousal. In S. Volet & S. Järvelä (éds), *Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications* (pp. 17-31). Amsterdam: Pergamon.
- Boekaerts, M. (1987). Situation-specific judgments of a learning task versus overall measures of motivational orientation. In E. De Corte, H. Lodewijks, R. Parmentier & P. Span (éds), *Learning and instruction: European research in an international context*. Oxford: Pergamon Press.
- Boekaerts, M. (n.d.). *Handleiding van de On-Line Motivatie Vragenlijst met Leestaak* (OMV).
- Bressoux, P., & Pansu, P. (2003). *Quand les enseignants jugent leurs élèves*. Paris: Presses Universitaires de France.
- Browne, M. W., & Cudek, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (éds), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.

- Butler, R., & Orion, R. (1990). When pupils do not understand the determinants of their success and failure in school: relations between internal, teacher and unknown perceptions of control and school achievement. *British Journal of Educational Psychology*, 60(1), 63-75.
- Deci, E., & Ryan, R. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum.
- Deffenbacher, J. (1980). Worry and emotionality in test anxiety. In I. Sarason (éd.), *Test anxiety: theory, research and applications* (pp. 111-128). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Dickes, P., Tournois, J., Flieller, A., & Kop, J.-L. (1994). *La psychométrie*. Paris: Presses Universitaires de France.
- Dubois, N. (1988). The norm of internality: social valorization of behavior and reinforcements in young people. *Journal of Social Psychology*, 128, 431-439.
- Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41(10), 1040-1048.
- Dweck, C. S. (1989). Motivation. In A. Lesgold & R. Glaser (éds), *Foundations for a Psychology of Education*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95, 256-273.
- Eccles, J.S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109-132.
- Elliot, A. J., & Church, M. A. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 218-232.
- Elliot, A. J., & Harackiewicz, J. M. (1996). Approach and avoidance goals and intrinsic motivation: a mediational analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 461-475.
- Elliot, A. J., & McGregor, H. A. (1999). Test anxiety and the hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(4), 628-644.
- Elliot, A. J., McGregor, H. A., & Gable, S. (1999). Achievement goals, study strategies, and exam performance: a mediational analysis. *Journal of Educational Psychology*, 91(3), 549-563.
- Graham, S., & Weiner, B. (1996). Theories and principles of motivation. In D. C. Berliner & R.C. Calfee (éds), *Handbook of educational psychology*. New York: Macmillan.
- Hansford, B. C., & Hattie, J. A. (1982). The relationship between self and achievement/performance measures. *Review of Educational Research*, 52, 123-142.
- Hembree, R. (1988). Correlates, causes, effects and treatment of test anxiety. *Review of Educational Research*, 58, 47-77.
- Hickey, D. T., & McCaslin, M. (2001). A comparative, sociocultural analysis of context and motivation. In S. Volet & S. Järvelä (éds), *Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications* (pp. 33-56). Amsterdam: Pergamon.
- Howell, D. C. (1998). *Méthodes statistiques en sciences humaines* (traduit par M. Rogier, 4^e éd.). Bruxelles: De Boeck Université (ouvrage original publié en 1997).
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.

- Huart, T. (2000). *Contribution psychométrique à une étude componentielle de la motivation scolaire*. Mémoire de licence non publié, Université de Liège.
- Huart, T. (2003). *Estimating scale reliability: a proposition for an estimator adapted to ordinal measurement*. Communication présentée à la rencontre de EARLI (European Research on Learning and Instruction), du 26 au 30 août, Padoue (Italie).
- Järvelä, S., & Niemivirta, M. (2001). Motivation in context: Challenges and possibilities in studying the role of motivation in new pedagogical cultures. In S. Volet & S. Järvelä (éds), *Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications* (pp. 105-128). Amsterdam: Pergamon.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1996a). *PRELIS 2: User's reference guide*. Lincolnwood (IL): Scientific Software International.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1996b). *LISREL 8: User's reference guide*. Lincolnwood (IL): Scientific Software International.
- Kenny, D. A. (2003). *Measuring model fit*. Téléchargé le 12 mars, 2004, de [http://users.rcn.com/dakenny/fit.htm].
- Laveault, D., & Grégoire, J. (1997). *Introduction aux théories des tests en sciences humaines*. Bruxelles: De Boeck & Larcier.
- Liebert, R., & Morris, L. (1967). Cognitive and emotional components of test anxiety: a distinction and some initial data. *Psychological Reports*, 20, 975-978.
- Lyden, J. A., Chaney, L. H., Danehower, V. C., & Houston, D. A. (2002). Anchoring, attributions, and self-efficacy: An examination of interactions. *Contemporary Educational Psychology*, 27(1), 99-117.
- Maehr, M. L., & Midgley, C. (1991). Enhancing student motivation: A schoolwide approach. *Educational Psychologist*, 26(3/4), 399-427.
- Marsh, H. W. (1984). Relations among dimensions of self-attribution, dimensions of self-concept, and academic achievements. *Journal of Educational Psychology*, 76(6), 1291-1308.
- Marsh, H. W., Cairns, L., Relich, J., Barnes, J., & Debus, R. (1984). The relationship between dimensions of self-attribution and dimensions of self-concept. *Journal of Educational Psychology*, 76(1), 3-32.
- Middleton, M. J., & Midgley, C. (1997). Avoiding the demonstration of lack of ability: An underexplored aspect of goal theory. *Journal of Educational Psychology*, 89(4), 710-718.
- Midgley, C. (1993). Motivation and middle level schools. In P. R. Pintrich & M. L. Maehr (éds), *Advances in motivation and achievement, vol. 8: Motivation in the adolescent years* (pp. 219-276). Greenwich, CT: JAI Press.
- Midgley, C., Kaplan, A., & Middleton, M. (2001). Performance-approach goals: Good for what, for whom, under what circumstances, and at what cost? *Journal of Educational Psychology*, 93(1), 77-86.
- Midgley, C., Kaplan, A., Middleton, M., Maehr, M.L., Urdan, T., Anderman, L. H., Anderman, E., & Roeser, R. (1998). The development and validation of scales assessing students' achievement goal orientations. *Contemporary Educational Psychology*, 23, 113-131.
- Midgley, C., Maehr, M.L., Hicks, L., Roeser, R., Urdan, T., Anderman, E., Kaplan, A., Arunkumar, R., & Middleton, M. (1997). *Patterns of Adaptive Learning Survey (PALS)*. Ann Arbor (MI): University of Michigan.

- Monnard, I., Ntamakiliro, L., & Gurtner, J.-L. (1999). Évaluation des composantes de la motivation pour les apprentissages scolaires. In C. Depover & B. Noël (éds), *L'évaluation des compétences et des processus cognitifs : modèles, pratiques et contexte* (pp. 197-210). Bruxelles: De Boeck Université.
- Morris, L., & Liebert, R. (1969). Effects of anxiety on timed and untimed intelligence tests. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 240-244.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2^e éd.). New York: McGraw-Hill.
- Op't Eynde, P., De Corte, E., & Verschaffel, L. (2001). What to learn from what we feel? The role of student's emotions in the mathematics classroom. In S. Volet & S. Järvelä (éds), *Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications* (pp. 149-167). Amsterdam: Pergamon.
- Pajares, F., Britner, S., & Valiante, G. (2000). Relation between achievement goals and self-beliefs of middle school students in writing and science. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 406-422.
- Paquay, L., Crahay, M., & De Ketele, J. M. (éds) (2006). *L'analyse qualitative dans les recherches en éducation: des pratiques de recherche aux critères de qualité*. Bruxelles: De Boeck & Larquier.
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 33-40.
- Pintrich, P. R., Smith, D. A., Garcia, T., & McKeachie, W. J. (1993). Reliability and predictive validity of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ). *Educational and Psychological Measurement*, 53(3), 801-813.
- Roeser, R. W., Midgley, C., & Urdan, T. C. (1996). Perceptions of the school psychological environment and early adolescents' psychological and behavioral functioning in school: The mediating role of goals and belonging. *Journal of Educational Psychology*, 88(3), 408-422.
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs: General and Applied*, 80(1), 1-28.
- Ryan, A. M., Hicks, L., & Midgley, C. (1997). Social goals, academic goals, and avoiding seeking help in the classroom. *Journal of Early Adolescence*, 17(2), 152-171.
- Schunk, D.H. (1996). Goal and self-evaluative influences during children's cognitive skill learning. *American Educational Research Journal*, 33, 359-382.
- Schunk, D.H. (1983). Ability versus effort attributional feedback: differential effects on self-efficacy and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 75, 848-856.
- Skaalvik, E. M. (1997). Self-enhancing and self-defeating ego orientation: Relations with task and avoidance orientation, achievement, self-perceptions and anxiety. *Journal of Educational Psychology*, 89, 71-81.
- Skinner, E. A., Wellborn, J. G., & Connell, J. P. (1990). What it takes to do well in school and whether I've got it: A process model of perceived control and children's engagement and achievement in school. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 22-32.
- Stipek, D. J. (1998). *Motivation to learn: From theory to practice* (3^e éd.). London: Allyn and Bacon.
- Stipek, D. J., & Weisz, J. R. (1981). Perceived personal control and academic achievement. *Review of Educational Research*, 51(1), 101-137.

- Turner, J. C. (2001). Using context to enrich and challenge our understanding of motivational theory. In S. Volet & S. Järvelä (éds), *Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications* (pp. 85-104). Amsterdam: Pergamon.
- Urduan, T. C., Kneisel, L., & Mason, V. (1999). Interpreting messages about motivation in the classroom: examining the effects of achievement goal structures. In T. Urduan (éd.), *Advances in motivation and achievement, vol. 11: The role of context* (pp. 123-158).
- Viau, R. (1997). *La motivation en contexte scolaire* (2^e éd.). Bruxelles: De Boeck Université.
- Volet, S. (2001). Emerging trends in recent research on motivation in learning contexts. In S. Volet & S. Järvelä (éds), *Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications* (pp. 319-334). Amsterdam: Pergamon.
- Weiner, B. (1983). Some methodological pitfalls in attributional research. *Journal of Educational Psychology, 75*, 530-543.
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review, 92*(4), 548-573.
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology, 25*, 68-81.
- Wolters, C. A., Yu, S. L., & Pintrich, P. R. (1996). The relation between goal orientation and student's motivational beliefs and self-regulated learning. *Learning and individual differences, 8*, 211-238.
- Yzerbyt, V. (1995). Introduction à la psychologie sociale. Dans V. Despret, P.-P. Gossiaux, C. Pugeault & V. Yzerbyt, *L'Homme en société*. Paris: Presses Universitaires de France.