Développement et validation d'un questionnaire évaluant les attitudes socio-affectives en maths

Development and validation of a scale measuring the socio-affective attitudes toward mathematics

Philippe A. Genoud et Matthias Guillod

Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/ree/8149>

ISSN : 1954-3077

Éditeur

Université de Nantes

Référence électronique

Philippe A. Genoud et Matthias Guillod, « Développement et validation d'un questionnaire évaluant les attitudes socio-affectives en maths », *Recherches en éducation* [En ligne], 20 | 2014, mis en ligne le 01 octobre 2014, consulté le 01 juillet 2021. URL : <http://journals.openedition.org/ree/8149>

Recherches en éducation est mise à disposition selon les termes de la Licence Creative Commons Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale - Pas de Modification 4.0 International.

Développement et validation d'un questionnaire évaluant les attitudes socio-affectives en maths

Philippe A. Genoud & Matthias Guillod¹

Résumé

Cette recherche porte sur la construction et la validation d'un nouvel instrument mesurant les attitudes socio-affectives des élèves face à leurs apprentissages de mathématiques. Le questionnaire est structuré selon les trois processus sous-jacents aux attitudes (registres cognitif, affectif et comportemental) et comprend également une mesure normative. Il est constitué de huit dimensions (quarante-cinq items au total) mesurant les perceptions individuelles suivantes : utilité, sentiment de compétence, contrôlabilité, affects positifs et négatifs ressentis, régulation affective, investissement, ainsi que masculinité des maths. Les résultats soulignent les qualités psychométriques de l'outil, notamment l'homogénéité interne des dimensions, la stabilité temporelle et la structure testée par le biais d'une analyse factorielle confirmatoire. Le questionnaire peut être directement utilisé auprès d'élèves (degrés du secondaire) et permet d'obtenir une évaluation concernant leurs attitudes générales en cours de maths. Il peut ainsi s'articuler de manière pertinente avec d'autres mesures ciblées sur des tâches ou activités spécifiques.

Face à l'apprentissage d'une discipline telle que les mathématiques, les élèves peuvent développer progressivement un intérêt voire une passion pour la matière ou, à l'inverse, une antipathie qui peut aller jusqu'à l'aversion. Cette tendance à apprécier ou non la matière va se forger sur la base de représentations sociales (induites dans le milieu familial puis scolaire) et d'expériences individuelles en classe. On peut donc parler d'attitudes des élèves, dans la mesure où l'attitude peut être définie comme un « *état interne à l'individu, résultant de la combinaison de perceptions, de représentations, d'émotions, d'expériences, et de l'analyse de leurs résultats. Cet état interne rend plus ou moins probable un comportement déterminé dans une situation donnée.* » (Raynal & Rieunier, 2001, p.45). En effet, la relation que les élèves entretiennent avec les cours de maths, les devoirs et les évaluations dans cette discipline est étroitement liée à leur attention, leur persévérance ou leurs émotions par exemple.

De nombreux outils ont été développés pour évaluer la manière dont les élèves appréhendent leurs apprentissages en maths, tout particulièrement au niveau des aspects affectifs. L'anxiété est sans doute la mesure la plus répandue et l'on trouve déjà, chez Dreger et Aiken (1957) l'inclusion de trois items spécifiques aux maths dans une échelle évaluant l'anxiété de manière générale. En 1972, Richardson et Suinn publient un instrument unidimensionnel, la *Mathematics Anxiety Rating Scale (MARS)*, qui sera repris par différentes autres équipes de recherche (e.g. Morris, Kellaway & Smith, 1978) avec une mise en évidence de trois dimensions sous-jacentes (anxiété liée au fait de se trouver en cours de maths, au fait d'être évalué dans ce domaine et au fait d'apprendre les maths). Différentes publications suivent en proposant des versions courtes de l'outil (vingt-quatre items – Plake & Parker, 1982 ; neuf items – Hopko, Mahadevan, Bare & Hunt, 2003), des versions adaptées spécifiquement aux adolescents (Suinn & Edwards, 1982) ou aux adultes (Yucedag-Ozcan & Brewer, 2011), ainsi que des versions traduites dans d'autres langues (e.g. Baloglu, 2010). Même si les questionnaires qui s'appuient sur la *MARS* possèdent différentes dimensions, ces dernières sont toutes en lien avec l'anxiété.

¹ Philippe A. Genoud, maître d'enseignement et de recherche. Matthias Guillod, assistant diplômé, Département des Sciences de l'éducation, Université de Fribourg (Suisse).

Certains questionnaires élargissent la mesure vers d'autres émotions. Bai (2011) publie un questionnaire bidimensionnel (affects négatifs vs affects positifs) alors que Pekrun, Goetz, Frenzel, Barchfeld et Perry (2011) valident le *Achievement Emotions Questionnaire* qui comporte une grande diversité d'émotions telles que plaisir, anxiété, ennui, fierté, soulagement, colère ou honte. Lichtenfeld, Pekrun, Stupnisky, Reiss et Murayama (2012) adaptent ce questionnaire aux élèves de l'école primaire mais en ne retenant que les trois premières émotions au vu de l'âge des élèves et de leur difficulté à distinguer précisément leurs états affectifs.

Parallèlement à ce focus orienté sur les émotions, plusieurs questionnaires sont développés autour d'une notion plus large d'attitude envers les mathématiques (Zan, Brown, Evans & Hannula, 2006). Cette attitude a été explorée sous un angle unidimensionnel tel que proposé par Aiken (1972, 1974) avec la *Mathematics Attitude Scale (MAS)* qui propose deux échelles (plaisir et valeur attribuée aux mathématiques) aboutissant à un score unique, ou sous une perspective multidimensionnelle tel que le questionnaire d'*Attitudes toward Learning Mathematics (ALM)* proposé par Wong et Chen (2012) dans le contexte de l'école secondaire à Singapour. Fennema et Shermann (1976) développent dans cette optique un questionnaire (*Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales, FSMAS*) qui comprend neuf dimensions. Cet outil sera du reste repris et adapté à de multiples reprises (e.g. Mulhern & Rae, 1998 ; Lim & Chapman, 2013), malgré certains points faibles comme la forte corrélation entre l'échelle d'anxiété et celle de confiance dans ses capacités en mathématiques (O'Neal, Ernest, McLean & Templeton, 1988).

À notre connaissance, la seule échelle disponible en français est une traduction et adaptation de ces échelles de Fennema et Shermann réalisées par Vezeau, Chouinard, Bouffard et Couture (1998) dans un contexte québécois. Les auteurs ont gardé la même structure avec les neuf dimensions de base. La version abrégée (cinquante-quatre items) possède de très bonnes qualités psychométriques. Cependant, outre une réactualisation des items du questionnaire (Chamberlin, 2010), une adaptation au contexte européen (francophone) semble aussi nécessaire (voir Hunt, Clark-Carter & Sheffield, 2011). De plus, cette échelle ne possède pas de dimension relative aux affects positifs, par exemple le plaisir, que peuvent éprouver les élèves dans l'apprentissage des mathématiques (Lichtenfeld & *al.*, 2012).

Il faut encore mentionner divers questionnaires francophones proches, principalement issus du champ de la motivation scolaire, par exemple, le *Questionnaire d'orientation motivationnelle en mathématiques* (Pelgrims, 2013) ou l'*Échelle multidimensionnelle de motivation pour les apprentissages scolaires* (Ntamakiliro, Monnard & Gurtner, 2000) qui intègrent diverses perceptions et attitudes des élèves face à leurs apprentissages.

L'analyse circonscrite des dimensions mesurées par ces très nombreux outils souligne la difficulté de délimiter clairement ce que recourent les attitudes et renvoie donc à l'opérationnalisation de ce large concept (Dwyer 1993). Des émotions à la motivation, en passant par les perceptions des attentes des parents ou le climat de classe (Haladyna, Shaughnessy & Shaughnessy, 1983), les alternatives sont nombreuses. Aucun outil ne peut donc prétendre faire le tour de la question et chacun d'entre eux propose un éventail plus ou moins grand de dimensions, généralement sur la base de modèles théoriques ou alors d'objectifs plus pragmatiques.

Lorsque l'on parle d'attitudes toutefois, on fait référence à un concept traditionnellement structuré en trois registres (Triandis, 1971) : cognitif, affectif et conatif. Bien que la terminologie puisse varier entre les auteurs et selon les traductions littérales ou non des concepts (Fishbein & Ajzen, 1975), il existe cependant un consensus concernant les aspects qu'ils recourent. Ainsi, le registre cognitif se réfère aux croyances, connaissances et pensées relatives à l'objet. Il permet au sujet de catégoriser et d'organiser le monde qui l'entoure afin de mieux l'appréhender. Le registre affectif est directement en lien avec le registre cognitif puisque le sujet associe à ses perceptions des émotions ou ressentis plus ou moins plaisants ou déplaisants (Triandis, 1971). De nombreuses théories (voir Pekrun, 2006) proposent d'ailleurs une articulation entre cognitions et affects. Le troisième registre se rapporte aux comportements, ces derniers pouvant être placés sur un continuum entre l'évitement et l'approche. Ce registre est également appelé registre

conatif (Fishbein & Ajzen, 1975) lorsqu'il se rapporte uniquement aux intentions (ou aux tendances à agir) et n'inclut pas les actions comportementales. L'évaluation des attitudes peut également être accompagnée par une mesure relative aux normes ou stéréotypes perçus (Triandis, 1971). En effet, la formation des attitudes cognitives est étroitement liée à la présence de stéréotypes (qu'ils soient construits par expérience directe ou de manière plus transmissive) qui orientent le processus de catégorisation et permettent une justification des représentations pour le sujet.

Sur la base de ces registres, notre objectif a été de construire et valider un questionnaire (en français). Cet article présente donc tout d'abord le modèle et ses dimensions dont les contours sont en partie modelés par le contexte et la population visée. Par la suite, nous présentons les résultats de diverses analyses statistiques qui soulignent les caractéristiques psychométriques de l'instrument.

1. Le modèle et ses huit dimensions

Nous avons développé un modèle qui s'appuie sur différentes théories largement répandues dans le champ. Notre modèle est socio-affectif dans la mesure où nous postulons que les élèves construisent leurs représentations au sein même du contexte social dans lequel ils évoluent. Ainsi, leurs perceptions, parfois accompagnées d'états affectifs plus ou moins marqués, sont étroitement liées à leurs expériences antérieures (par exemple un échec à une évaluation malgré un travail de préparation important) mais aussi et surtout à leur connaissance consciente ou non des normes sociales (y compris leurs croyances par exemple le fait de penser qu'il est honteux pour un garçon d'échouer en maths) façonnées dans le milieu familial et scolaire (Op't Eynde, De Corte & Verschaffel, 2001).

■ Utilité

Au niveau du registre cognitif, les déterminants du modèle de motivation en contexte scolaire de Viau (1997) ont constitué un pivot pour élaborer notre questionnaire. Pour ce qui est de la « perception de la valeur d'une activité » (p.44) nous retenons l'importance de la fonction utilitaire perçue dans l'apprentissage d'une matière. Ainsi, face à une tâche à réaliser dans l'apprentissage des mathématiques, l'élève se positionne – consciemment ou inconsciemment – sur les apports futurs de l'effort à fournir. À la différence de la composante « valeur » (Pintrich & De Groot, 1990), l'utilité perçue n'intègre pas toutes les raisons pour lesquelles un élève décide de s'engager, mais uniquement celles qui concernent la perception de la nécessité d'un tel apprentissage (comme le sentiment que les mathématiques seront indispensables à la poursuite d'un objectif professionnel). Par conséquent, elle est donc étroitement en lien avec les buts d'apprentissage, tels que décrits par Dweck et ses collègues (e.g. Dweck & Leggett, 1988). De plus, les élèves qui obtiennent de bons résultats aux tests de maths sont ceux qui perçoivent le plus l'utilité de cette discipline, sans que la causalité entre ces dimensions puisse être clairement établie (Reyes, 1988). Cette dimension est du reste aussi clairement corrélée avec les perceptions des attitudes des parents et de l'enseignant (Vezeau & al., 1998), ces derniers jouant un rôle manifeste dans le développement des attitudes.

■ Compétence

La « perception de la compétence » (Viau, 1997, p.55) correspond à l'évaluation que l'élève fait de sa capacité à réussir ses apprentissages dans la matière. Dans notre modèle, cette dimension reste à un niveau général, c'est-à-dire un sentiment relatif à la discipline scolaire, sans tenir compte des variations liées aux contenus abordés (par exemple algèbre ou géométrie) et à l'appréciation des activités ou tâches singulières auxquelles l'élève est confronté. Influencée principalement par les expériences antérieures d'échecs et de réussites ainsi que par les feedback reçus (Schunk, 1984), la perception de la compétence est aussi étroitement liée à l'anxiété ressentie (Jansen, Louwerse, Straatemeier, Van der Ven, Klinkenberg & Van der Maas, 2013).

■ **Contrôlabilité**

Le dernier déterminant du modèle de Viau (1997) est la « perception de la contrôlabilité » (p.64) et fait directement appel à la théorie des attributions causales (Weiner, 1985). En effet, le contrôle de la cause est l'une des dimensions attributionnelles qui indique si un sujet a le sentiment qu'un événement a pu être contrôlable, autrement dit s'il estime avoir eu une influence (plus ou moins forte) sur cet événement. Ici cependant, cette même idée de contrôlabilité ne porte pas spécifiquement sur des événements passés, mais sur une appréciation plus générale qui concerne également des activités (apprentissages ou évaluations) en cours ou à venir. Cette dimension correspond aux « attentes action-résultat » dans la théorie de Pekrun (2006) et, dans ce sens, concerne donc le sentiment de maîtriser un processus (par exemple considérer que ses actions ont une incidence sur ses résultats).

■ **Affects positifs et affects négatifs**

Les émotions² ressenties par un élève sont étroitement liées aux perceptions de compétence et de contrôlabilité, dans une dynamique complexe (Weiner, 1985). Si le résultat peut avoir une incidence directe sur l'émotion (par exemple le plaisir d'avoir réussi une évaluation), d'autres affects sont quant à eux en lien avec la représentation que l'élève se fait de la situation (par exemple la fierté ou le soulagement d'avoir réussi). À l'instar du sentiment de contrôle, les émotions peuvent également apparaître préalablement, durant, voire après l'activité (par exemple une joie anticipée ou de l'anxiété pendant une évaluation). Tout comme Weiner (1985), Pekrun (2006) distingue les émotions comme des causes de combinaisons de perceptions ou d'attributions. Toutefois, si les théories articulent les concepts de manière parfaitement cohérente, deux éléments rendent difficile la distinction concrète des états affectifs chez l'élève en situation d'apprentissage. Premièrement, le lien entre attributions et émotions n'est pas unidirectionnel. À leur tour, les émotions ont une incidence sur la manière dont l'élève perçoit ses propres compétences ou son contrôle de la situation, et « *les réactions physiologiques ou émotives sont également une source de la perception qu'un élève a de sa compétence* » (Viau, 1997, p.57). Si la première émotion ressentie peut être considérée comme une conséquence dans la séquence temporelle (au sens des théories cognitives des émotions ; e.g. Lazarus, 1991), c'est au fil du temps que se développe une causalité réciproque (Pekrun, 2006) et l'on peut voir apparaître des émotions habituelles liées à l'apprentissage d'une matière. Deuxièmement, diverses émotions peuvent apparaître conjointement sans que l'élève puisse clairement en distinguer les différentes composantes, tant au niveau du processus cognitif qu'à celui des réactions physiologiques ressenties (Op't Eynde & al., 2001).

Dans la construction d'un questionnaire évaluant neuf émotions, Pekrun et al. (2011) testent différents modèles impliquant des structures différentes. Dans l'analyse de la matrice de corrélation, nous pouvons constater que les coefficients sont très élevés (de l'ordre de .80) entre les émotions positives (plaisir, espoir et fierté) et entre les émotions négatives (anxiété, honte, désespoir) bien que les deux catégories ne soient pas totalement en opposition. Ainsi, ces résultats nous suggèrent une évaluation séparée des affects positifs et négatifs et, même s'il semble peu probable qu'un élève puisse éprouver en même temps des émotions positives et négatives face à ses apprentissages, il est concevable en revanche qu'il n'en ressente aucune.

■ **Régulation affective**

Outre la mesure des affects positifs et négatifs, nous intégrons dans le registre affectif de notre modèle la dimension de régulation qui permet – à l'instar de la contrôlabilité – d'évaluer une perception liée à un processus (par exemple se sentir capable de gérer l'anxiété durant une évaluation, en d'autres termes, penser pouvoir contrôler ses affects). La régulation émotionnelle

² Bien que l'émotion puisse être définie dans un sens plus strict (Scherer, 2005), nous la considérons ici dans une acception plus large incluant sentiments, humeurs et autres phénomènes affectifs. Peu de publications dans le domaine différencient émotions et humeurs car les concepts sont relativement proches, l'humeur étant cependant de durée plus longue mais d'intensité amoindrie, avec des implications physiologiques et un focus plus diffus. Pour ôter toute ambiguïté, nous utiliserons le terme « affect » dans notre modèle.

peut être envisagée non seulement comme la capacité à atténuer ou différer les émotions négatives (*affect repair*), mais aussi comme la capacité à maintenir ou renforcer les affects positifs (*up regulation*) (Krohne, 2003). Comme il s'agit de deux processus différents, nous l'envisageons dans notre modèle sous le premier angle uniquement, à savoir le sentiment pour l'élève de pouvoir faire face aux affects négatifs qui sont liés à l'apprentissage (y compris l'évaluation) des maths. Nous postulons en effet que ce processus est prédominant dans les stratégies de régulation des élèves.

■ Investissement

Pour ce qui est du registre comportemental, nous avons opté pour une dimension évaluant l'investissement de l'élève dans ses apprentissages en mathématiques. Bien que reposant sur une évaluation auto-rapportée, cette dimension ne fait pas appel à la volonté d'apprendre (Ntamakiro, Monnard & Gurtner, 2000), mesure prospective (conative), mais vraiment à l'évaluation que fait l'élève de sa propre implication actuelle pour ses apprentissages. Nous n'avons pas inclus d'échelle d'évitement puisque l'élève est immanquablement confronté aux enseignements de maths dans son parcours scolaire, la seule possibilité de se dérober étant de renoncer à s'investir dans les tâches demandées.

■ Masculinité

Comme mesure normative, nous avons intégré à notre questionnaire la dimension de la masculinité des maths. Elle a pour objectif d'évaluer le degré de croyance selon lequel les garçons seraient naturellement plus doués pour les mathématiques. Cette conception stéréotypée peut avoir un impact dans le développement des croyances et des aspirations des garçons et des filles (Bussey & Bandura, 1999 ; Eccles & Wigfield, 2002) notamment par rapport aux perspectives de carrières dans le domaine des mathématiques (Nosek & al., 2009). De plus, une telle représentation est susceptible de péjorer les performances des filles que le stéréotype soit explicite (Spencer, Steele & Quinn, 1999) ou implicite (Kiefer & Sekaquaptewa, 2007). Bien que plusieurs études mettent en évidence l'inconsistance de ce stéréotype (e.g. Lindberg, Hyde, Petersen & Linn, 2010), cet aspect reste fondamental dans la mise en évidence des attitudes des élèves en mathématiques (Stoet & Geary, 2013).

Notre modèle (voir Figure 1) se révèle être proche du *Mathematics Attitude Inventory* (Sandman, 1980), ce dernier évaluant tant les affects positifs que négatifs, et intégrant une mesure du sentiment de compétence et de l'utilité perçue des maths ainsi qu'un aspect motivationnel en termes d'investissement de l'élève. Toutefois, il se différencie par le fait qu'il possède également les dimensions de contrôlabilité et de régulation affective tout comme une mesure normative qui vise à déterminer à quel degré la réussite en maths semble, selon l'élève, liée au genre (masculinité des maths).

Figure 1 - Registres et dimensions (relatives aux mathématiques)

Registre cognitif	Utilité
	Compétence
	Contrôlabilité
Registre affectif	Affects positifs
	Affects négatifs
	Régulation affective
Registre comportemental	Investissement
Mesure normative	Masculinité

2. Méthodologie

■ Construction des items

Pour chacune des dimensions envisagées, nous avons généré un grand nombre d'items originaux en nous inspirant toutefois de divers questionnaires existants comme l'Échelle multidimensionnelle de la motivation en contexte scolaire (Ntamakiro & *al.*, 2000), les Échelles de Fennema et Sherman sur les attitudes en mathématiques des adolescents (Vezeau & *al.*, 1998), l'Achievement Emotions Questionnaire (Lichtenfeld & *al.*, 2012) ou encore l'Abbreviated Math Anxiety Scale (Hopko & *al.*, 2003). Après une première étape de rédaction, nous avons sélectionné six items par dimension en supprimant les plus redondants. L'ordre des items dans le questionnaire a ensuite été déterminé sur la base d'une table des nombres aléatoires.

Au niveau des modalités de réponse – et suivant les recommandations usuelles en psychométrie (Schwarz, Knäuper, Hippler, Noelle-Neumann & Clark, 1991) – nous avons opté pour des échelles de Likert à six positions (de 0 « pas du tout » à 5 « tout à fait ») permettant ainsi au sujet de se positionner par rapport aux affirmations proposées et nuancer son avis. Ne laissant que les labels extrêmes, nous avons cependant indiqué la gradation quantitative sous chacune des cases de l'échelle.

■ Échantillon

Nous avons distribué notre questionnaire dans vingt classes du degré secondaire II (lycée), répartis dans quatre établissements différents. Notre échantillon est donc constitué d'élèves en formation post-obligatoire qui visent généralement l'accès ensuite aux hautes écoles et aux universités. Nous avons veillé à stratifier équitablement l'échantillon selon l'année de scolarité (ou niveau scolaire) afin d'avoir la meilleure représentativité possible. Ainsi, nous avons pu avoir accès à cinq classes pour chacune des quatre années qui constituent ce cursus. Notre échantillon se compose au final de 416 élèves (181 garçons et 235 filles) dont l'âge se situe entre quinze et vingt ans ($M = 17.2$ ans ; $E.T. = 1.4$).

3. Qualités psychométriques de l'outil

■ Validité de contenu

La validité de contenu vise à mettre en évidence l'adéquation entre les concepts que le questionnaire vise à mesurer et les contenus apparents (les items) de ce dernier. Les quarante-huit items de base ont donc été soumis à six juges (enseignants de mathématiques, didacticiens et spécialistes de l'éducation et de la formation). Ils ont évalué la pertinence des items relativement aux dimensions du modèle. Nous avons calculé des indices de congruence item-dimension pour chacun des items (Crocker & Algina, 1986). À l'exception d'un item (« Indépendamment des efforts fournis, certain-e-s sont doué-e-s en maths et d'autres ne le sont pas » ; item contrebalancé de la dimension Contrôlabilité) qui n'obtient qu'un coefficient de .50 – et que nous avons donc ôté du questionnaire – tous les autres items ont des coefficients très élevés, se situant entre .88 et 1.00. Les moyennes de ces coefficients pour chaque dimension se trouvent dans le tableau 1 ci-après. Ainsi, cette procédure a permis de s'assurer que les items formulés correspondent bien – de l'avis des experts – aux différentes dimensions de notre modèle.

Tableau 1 - Moyenne des indices de congruence item-dimension

Dimension	Nombre d'items	Indices de congruence
Utilité	6	.93
Compétence	6	.98
Contrôlabilité	5	.95
Affects positifs	6	1.00
Affects négatifs	6	.96
Régulation affective	6	1.00
Investissement	6	.97
Masculinité	6	1.00

■ **Distribution des items**

L'analyse de la distribution des items permet de se rendre compte comment les différentes réponses des sujets se répartissent sur l'échelle de Likert. Obtenir une distribution proche d'une courbe normale (courbe de Gauss) est un déterminant important de la qualité de la mesure. En effet, il est nécessaire d'avoir une dispersion suffisante des scores afin de pouvoir différencier les sujets les uns des autres. Ainsi, nous avons tout d'abord examiné la distribution des scores des différents items. Si les dimensions Compétence et Affects positifs possèdent des voissures quelque peu platykurtiques (légèrement plus aplaties que la courbe de Gauss), les autres dimensions se révèlent suivre une distribution proche de la normale. On note des asymétries négatives modérées pour la Contrôlabilité, la Régulation affective et l'Investissement, et positive pour les Affects négatifs. Seule la Masculinité possède une forte asymétrie positive (avec conséquemment une tendance leptokurtique, c'est-à-dire plus pointue). Ce résultat est attendu car cette dimension est susceptible de faire intervenir un biais de désirabilité sociale (Richman, Kiesler, Weisband & Drasgow, 1999). Afin de réduire ce biais (Fisher, 1993), nous avons opté pour une tournure indirecte des items (« En maths, **il** est surprenant de voir une fille réussir mieux que la plupart des garçons ») plutôt que directe (« En maths, **je** trouve surprenant ... »). Malgré ceci, cette dimension évalue la présence d'un stéréotype que seule une petite partie des élèves de cet âge-là partagent véritablement. Au final, il faut noter que cette dimension possède une variabilité comparable aux autres dimensions du questionnaire.

■ **Pouvoir discriminant et homogénéité interne**

Nous avons calculé les différentes corrélations item-total corrigé afin d'évaluer le pouvoir discriminant des items, chacun des items du questionnaire devant en effet pouvoir différencier suffisamment les sujets. Sur cette base-là, deux items (appartenant aux dimensions Utilité et Masculinité) qui possédaient une corrélation faible avec leur dimension ont été retirés. Les moyennes des coefficients restants (voir Tableau 2) attestent du pouvoir discriminant marqué des différents items. Nous avons également calculé les indices d'homogénéité interne (alpha de Cronbach) des huit dimensions du questionnaire. Les coefficients trouvés sont satisfaisants pour la Contrôlabilité et la Régulation affective, bons à très bons pour les autres dimensions. Ils garantissent donc que les différents items qui seront moyennés pour calculer le score dans chacune des dimensions sont cohérents et mesurent par conséquent globalement la même chose.

Tableau 2 - Pouvoir discriminant, homogénéité interne et stabilité

Dimension	Nombre d'items	Pouvoir discriminant	Homogénéité interne	Stabilité
Utilité	5	.58	.80	.88
Compétence	6	.82	.94	.88
Contrôlabilité	5	.51	.74	.85
Affects positifs	6	.80	.93	.85
Affects négatifs	6	.69	.88	.85
Régulation affective	6	.55	.79	.85
Investissement	6	.61	.83	.85
Masculinité	5	.69	.86	.92

■ Stabilité de la mesure

Trois semaines après la première passation, un quart environ de l'échantillon (N=101) a eu l'occasion de répondre une seconde fois aux mêmes items (sans avoir été préalablement avertis de cette répétition dans le processus de prise de données). Les coefficients de corrélation test-retest varient entre .85 et .92 indiquant une très forte stabilité de la mesure pour chacune des dimensions (voir Tableau 2). Ainsi, dans la mesure où nous cherchons à évaluer des attitudes générales qui ne soient pas dépendantes d'un moment ou d'une activité particulière, ces corrélations élevées prouvent que cet objectif est atteint.

■ Validité de construit (factorielle)

Afin de souligner la pertinence de la structure du modèle (45 items), nous avons soumis nos données à une analyse en équations structurales. L'analyse factorielle confirmatoire a été réalisée avec le logiciel AMOS. Pour le choix des indicateurs de la qualité de l'ajustement, nous nous sommes essentiellement basés sur les recommandations de Sharma, Mukherjee, Kumar et Dillon (2005), car elles sont issues d'une démarche de simulation rigoureuse. Parmi ces indicateurs, ceux disponibles sur AMOS sont : le *TLI* (*Tucker-Lewis Index*) et le *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Approximation*). Nous y avons rajouté le calcul du χ^2/dl et le *CFI* (*Comparative Fit Index*) que l'on retrouve dans de nombreuses publications. En ce qui concerne la détermination des seuils, il n'existe que peu de consensus entre les chercheurs fréquemment cités (e.g. Bollen, 1989 ; Byrne, 1998 ; Browne & Cudeck, 1993 ; Kline, 1998 ; Hu & Bentler, 1998). Toutefois, les valeurs se trouvent dans des ordres de grandeur similaires et nous retenons donc un seuil inférieur à 3.0 pour le χ^2/dl , des coefficients *TLI* et *CFI* supérieurs à .90 (Bentler & Bonett, 1980) ainsi qu'un *RMSEA* inférieur à .05 (très bon) ou à .08 (raisonnable) selon MacCallum, Browne et Sugawara (1996).

Nos résultats sont les suivants : $\chi^2/dl = 2.13$; *TLI* = .91 ; *CFI* = .92 ; *RMSEA* = .052 (intervalle de confiance à 90% : .049 – .055). Ces coefficients soulignent donc la très bonne qualité de l'ajustement entre notre modèle et les données récoltées ; notons cependant que la borne supérieure de l'intervalle de confiance du *RMSEA* dépasse .05 et doit donc être considérée comme un ajustement raisonnable. La structure de notre modèle théorique (voir Figure 1) se retrouve donc dans les données empiriques récoltées ; les huit dimensions constituent bien huit facteurs cohérents.

■ Liens entre les dimensions

L'analyse des corrélations entre les dimensions (voir Tableau 3 ci-après) indique une interdépendance marquée, hormis le stéréotype Masculinité qui est manifestement indépendant des autres mesures effectuées. Il faut préciser que ce stéréotype se construit au travers des influences sociétales (Bussey & Bandura, 1999) et est généralement plus stable chez les élèves. De plus, comme l'ont mis en évidence Alter, Aronson, Darley, Rodriguez et Ruble (2010) différentes attitudes sont possibles en présence d'un stéréotype donné. Ainsi, son influence sur les comportements n'est pas directe, mais est en interaction avec d'autres variables telles les compétences ou l'utilité perçue (Plante, de la Sablonnière, Aronson & Théorêt, 2013).

Nous relevons en particulier le lien fort entre le sentiment de Compétence et les Affects positifs ; seuls les élèves qui se sentent compétents éprouvent du plaisir à l'apprentissage des maths. De la même manière, nous relevons la forte corrélation négative entre le sentiment de Compétence et les Affects négatifs, lien souvent décrit dans les recherches (Hoffman, 2010). Si l'on considère souvent qu'un déficit au niveau des compétences génère des affects négatifs chez l'élève, l'inverse peut aussi être envisageable. Ainsi, l'anxiété pourrait à son tour avoir un impact négatif sur la perception de la difficulté et de la compréhension de la matière (Rancer, Durbin & Lin, 2013). Une corrélation forte et négative apparaît également entre la Régulation affective et le ressenti d'Affects négatifs. Là encore, on observe une certaine évidence puisque les élèves qui ressentent des affects négatifs importants se considèrent déficitaires dans leur gestion des émotions (Jansen & *al.*, 2013). La régulation émotionnelle est ainsi souvent considérée comme un facteur modérateur entre les affects et les résultats (Galla & Wood, 2012 ; Tariq, Qualter, Roberts, Appleby & Barnes, 2013). Le pourcentage de variance commune entre les affects positifs et négatifs (32%) ainsi que la très forte hétéroscédasticité³ entre ces variables soulignent la pertinence de séparer les deux concepts. Comme postulé *a priori*, aucun élève ne mentionne éprouver conjointement des affects positifs et des affects négatifs, alors que beaucoup indiquent ne ressentir aucun affect particulier (score faible dans les deux dimensions).

Les corrélations les plus inattendues concernent la dimension Utilité perçue des maths. On observe une corrélation forte avec les Affects positifs ainsi qu'avec le sentiment de Compétence. Des résultats semblables ont toutefois été obtenus par Tapia et Marsh (2002, p.8) avec une corrélation du facteur valeur/utilité de .52 avec sentiment de compétence et de .75 avec plaisir. Bien qu'avec des mesures faites à deux moments différents pour une partie de l'échantillon (mesures test-retest), la stabilité des dimensions est bien trop forte pour envisager une quelconque détermination de causalité par le biais d'une analyse *Cross lagged panel* (Kenny, 1975). Toutefois, nous pouvons émettre l'hypothèse d'une valorisation de l'utilité des mathématiques lorsqu'un certain plaisir (accompagné d'un fort sentiment de compétence) est ressenti par l'élève.

L'Investissement présente une seule corrélation modérée avec les autres dimensions. Seule la Contrôlabilité est en lien avec l'aspect comportemental de notre questionnaire. Ainsi, lorsque les élèves pensent avoir une influence sur leurs apprentissages et résultats, ils s'investissent plus intensément. S'il peut paraître surprenant que le sentiment de Compétence ne soit pas en lien avec l'Investissement, il est important de faire la distinction entre cette dimension (*self concept* en anglais) qui est relative à un sentiment général face aux maths et le sentiment d'efficacité (*self efficacy*) évaluant ce même sentiment mais pour une activité concrète. Ainsi, un élève peut se considérer comme plutôt doué tout en se sentant incapable de résoudre un problème particulier qui lui est soumis. Le sentiment d'efficacité est, quant à lui, généralement fortement corrélé avec les résultats (Lee & Stankov, 2013). En ce qui concerne les autres attitudes, elles n'ont aucun lien avec cette dimension. Ce résultat est prévisible lorsque l'on examine les liens entre attitudes et résultats scolaires qui s'avèrent, selon les résultats de la méta-analyse réalisée par Ma et Kishor (1997), généralement faibles.

³ On parle d'hétéroscédasticité entre deux variables lorsque la variance de l'une d'elles augmente ou diminue en fonction du score de l'autre. Graphiquement on peut alors observer que le nuage de points a une forme triangulaire.

Tableau 3 - Corrélations⁴ entre les dimensions

1. Utilité								
2. Compétence	.54							
3. Contrôlabilité	.39	.29						
4. Affects positifs	.63	.74	.42					
5. Affects négatifs	-.31	-.64	-.36	-.57				
6. Régulation affective	.25	.55	.28	.50	-.77			
7. Investissement	.08	-.11	.30	.10	.07	.09		
8. Masculinité	-.03	.05	-.10	.02	.13	-.09	-.16	
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.

Conclusion

L'objectif de notre recherche était de construire et valider un questionnaire évaluant différentes attitudes des élèves face à leurs apprentissages de mathématiques. Sur la base des registres sous-jacents aux attitudes, nous avons formulé des items et effectué une mise à l'épreuve du questionnaire auprès de nombreux élèves. Nous présentons ainsi un questionnaire des attitudes socio-affectives en maths (QASAM) constitué de quarante-cinq items dans sa version définitive. Il comprend huit dimensions (perceptions de l'élève) structurées selon trois registres : cognitif (utilité, compétence et contrôlabilité), affectif (affects positifs, négatifs et régulation affective) et comportemental (investissement pour les apprentissages), ainsi qu'une mesure normative (perception des maths comme domaine masculin).

Les différentes analyses réalisées soulignent la structure claire du modèle ainsi que l'homogénéité des items pour chacune des huit dimensions. L'exploration de données récoltées auprès d'un nouvel échantillon plus restreint d'élèves du secondaire I (collège) conduit à des résultats similaires, soulignant ainsi la robustesse du questionnaire. Malgré l'apparente démarcation théorique des dimensions, la matrice des corrélations fait ressortir la proximité des concepts dont certains sont étroitement liés. En particulier, les dimensions du registre cognitif corrélaient fortement avec celles du registre affectif. Bien que totalement attendu, un tel pattern de résultats montre à quel point les croyances d'un élève sont liées à son ressenti émotionnel. Sans vouloir faire ressortir une quelconque séquence causale, nos données confirment toutefois l'imbrication de ces deux registres. Une mise en évidence des validités convergente et divergente de ce questionnaire serait intéressante afin de situer les dimensions retenues par rapport à celles d'autres outils, et de compléter l'éventail des analyses déjà réalisées.

Le QASAM est un instrument qui évalue des attitudes globales sans entrer dans la labilité de croyances, ressentis ou comportements spécifiques à des tâches données (par exemple sentiment d'efficacité pour un exercice particulier). Il permet ainsi de fournir une première appréciation de la manière dont l'élève appréhende l'apprentissage des maths par le biais de

⁴ Avec le nombre important de sujets que nous avons dans notre échantillon (N=416), les corrélations sont déjà significatives (seuil de 1%) à partir d'un coefficient de $r = .13$.

mesures possédant des propriétés psychométriques indispensables aux efforts de qualité scientifique des recherches en intervention dans le champ de l'éducation (Seethaler & Fuchs, 2005). Son utilisation peut être particulièrement utile non seulement pour déterminer des profils d'élèves, mais aussi pour évaluer des changements (par exemple liés à l'adolescence) ou des améliorations (pré-test/post-test) lors d'interventions auprès des élèves, que celles-ci se focalisent par exemple sur un apprentissage d'une meilleure régulation émotionnelle (Gross & John, 2003) ou sur des changements didactiques dans les séquences d'enseignement (Mason & Scrivani, 2004).

Une telle évaluation des attitudes pourrait être adroitement combinée avec d'autres mesures permettant d'observer des différences selon la tâche proposée. En effet, un instrument évaluant le concept de manière générale – tel un trait relativement stable – constitue une référence intra-sujet sur laquelle peut se greffer, à l'instar des mesures de motivation (Boekaerts, 2001), une mesure des variations plus subtiles et dépendantes du contexte précis (type de tâche, interférence avec d'autres buts, etc.).

Bibliographie

AIKEN L.R. (1972), « Research on attitudes toward mathematics », *Arithmetic Teacher*, volume 19, n°3, p.229-234.

AIKEN L.R. (1974), « Two scales of attitude toward mathematics », *Journal for Research in Mathematics Education*, volume 5, n°2, p.67-71.

ALTER A.L., ARONSON J., DARLEY J.M., RODRIGUEZ C. & RUBLE D.N. (2010), « Rising to the threat: Reducing stereotype threat by reframing the threat as a challenge », *Journal of Experimental Social Psychology*, volume 46, n°1, p.166-171.

BAI H. (2011), « Cross-validating a bidimensional Mathematics Anxiety Scale », *Assessment*, volume 18, n°1, p.115-122.

BALOĞLU M. (2010), « An investigation of the validity and reliability of the adapted mathematics anxiety rating scale-short version (MARS-SV) among Turkish students », *European Journal of Psychology of Education*, volume 25, n°4, p.507-518.

BENTLER P.M. & BONETT D.G. (1980), « Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures », *Psychological Bulletin*, volume 88, n°3, p.588-606.

BOEKAERTS M. (2001), « Context sensitivity: Activated motivational beliefs, current concerns and emotional arousal », *Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications*, S. Volet & S. Järvelä (dir.), Oxford, Pergamon, p.17-31.

BOLLEN K.A. (1989), *Structural equations with latent variables*, New York, John Wiley & Sons.

BROWNE M.W. & CUDECK R. (1993), « Alternative ways of assessing model fit », *Testing structural equation models*, K.A. Bollen & J.S. Long (dir.), Newbury Park, Sage, p.136-162.

BUSSEY K. & BANDURA A. (1999), « Social cognitive theory of gender development and differentiation », *Psychological Review*, volume 106, n°4, p.676-713.

BYRNE B.M. (1998), *Structural Equation Modeling with Lisrel, Prelis, and Simplis*, Mahwah (NJ), Lawrence Erlbaum Associates.

CHAMBERLIN S.A. (2010), « A review of instruments created to assess affect in mathematics », *Journal of Mathematics Education*, volume 3, n°1, p.167-182.

CROCKER L. & ALGINA J. (1986), *Introduction to classical and modern test theory*, Belmont (CA), Wadsworth Thomson Learning.

DREGER R.M. & AIKEN L.R. (1957), « The identification of number anxiety in a college population », *Journal of Educational Psychology*, volume 48 n°6, p.344-351.

DWECK C.S. & LEGGETT E.L. (1988), « A social-cognitive approach to motivation and personality », *Psychological Review*, volume 95, n°2, p.256-273.

DWYER E.E. (1993), « Attitude scale construction: A review of the literature ». <http://eric.ed.gov/>, consulté le 22 novembre 2013

ECCLES J.S. & WIGFIELD A. (2002), « Motivational beliefs, values, and goals », *Annual Review of Psychology*, volume 53, p.109-132.

FENNEMA E. & SHERMAN J.A. (1976), « Fennema-Sherman mathematics attitudes scales: Instruments designed to measure attitudes toward the learning of mathematics by females and males », *JASA: Catalog of Selected Documents in Psychology*, volume 6, n°1, p.31 (MS No 1225).

FISHBEIN M. & AJZEN I. (1975), *Belief, attitude, intention and behavior: An introduction to theory and research*, Reading (MA), Addison-Wesley.

FISHER R.J. (1993), « Social desirability bias and the validity of indirect questioning », *Journal of Consumer Research*, volume 20, n°2, p.303-315.

GALLA B.M. & WOOD J.J. (2012), « Emotional self-efficacy moderates anxiety-related impairments in math performance in elementary school-age youth », *Personality and Individual Differences*, volume 52, n°2, p.118-122.

GROSS J.J. & JOHN O.P. (2003), « Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being », *Journal of Personality and Social Psychology*, volume 85, n°2, p.348-362.

HALADYNA T., OLSEN R. & SHAUGHNESSY J. (1982), « Relations of student, teacher, and learning environment variables to attitudes toward science », *Science Education*, volume 66, n°5, p.671-687.

HOFFMAN B. (2010), « "I think I can, but I'm afraid to try": The role of self-efficacy beliefs and mathematics anxiety in mathematics problem-solving efficiency », *Learning and Individual Differences*, volume 20, n°3, p.276-283.

HOPKO D.R., MAHADEVAN R., BARE R.L. & HUNT M.K. (2003), « The Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS). Construction, validity, and reliability », *Assessment*, volume 10, n°2, p.178-182.

HU L. & BENTLER P.M. (1998), « Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification », *Psychological Methods*, volume 3, n°4, p.424-453.

HUNT T.E., CLARK-CARTER D. & SHEFFIELD D. (2011), « The development and part validation of a U.K. scale for mathematics anxiety », *Journal of Psychoeducational Assessment*, volume 29, n°5, p.455-466.

JANSEN B.R., LOUWERSE J., STRAATEMEIER M., VAN DER VEN S.H., KLINKENBERG S. & VAN DER MAAS H.L. (2013), « The influence of experiencing success in math on math anxiety, perceived math competence, and math performance », *Learning and Individual Differences*, volume 24, p.190-197.

KENNY D.A. (1975), « Cross-Lagged Panel correlation: A test for spuriousness », *Psychological Bulletin*, volume 82, n°6, p.887-903.

KIEFER A.K. & SEKAQUAPTEWA D. (2007), « Implicit stereotypes and women's math performance: How implicit gender-math stereotypes influence women's susceptibility to stereotype threat », *Journal of Experimental Social Psychology*, volume 43, n°5, p.825-832.

KLINE R.B. (1998), *Principles and practice of Structural Equation Modeling*, New York, The Guilford Press.

KROHNE H.W. (2003), « Individual differences in emotional reactions and coping », *Handbook of Affective Sciences*, R.J. Davidson, K.R. Scherer & H.H. Goldsmith (dir.), Oxford, Oxford University Press, p.698-725.

LAZARUS R.S. (1991), *Emotion and Adaptation*, New York, Oxford University Press.

LEE J. & STANKOV L. (2013), « Higher-order structure of noncognitive constructs and prediction of PISA 2003 mathematics achievement », *Learning and Individual Differences*, volume 26, p.119-130.

LICHTENFELD S., PEKRUN R., STUPNISKY R.H., REISS K. & MURAYAMA K. (2012), « Measuring students' emotions in the early years: The Achievement Emotions Questionnaire-Elementary School (AEQ-ES) », *Learning and Individual Differences*, volume 22, n°2, p.190-201.

LIM S.Y. & CHAPMAN E. (2013), « An Investigation of the Fennema-Sherman Mathematics Anxiety Subscale », *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, volume 46, n°1, p.26-37.

LINDBERG S.M., HYDE J.S. & PETERSEN J.L. (2010), « New trends in gender and mathematics performance: a meta-analysis », *Psychological Bulletin*, volume 136, n°6, p.1123-1135.

MA X. & KISHOR N. (1997), « Attitude toward self, social factors, and achievement in mathematics: a meta-analytic review », *Educational Psychology Review*, volume 9, n°2, p.89-120.

MACCALLUM R.C., BROWNE M.W. & SUGAWARA H.M. (1996), « Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling », *Psychological Methods*, volume 1, n°2, p.130-149.

MASON L. & SCRIVANI L. (2004), « Enhancing students' mathematical beliefs: an intervention study », *Learning and Instruction*, volume 14, n°2, p.153-176.

MORRIS L.W., KELLAWAY D.S. & SMITH D.H. (1978), « Mathematics Anxiety Rating Scale: Predicting anxiety experiences and academic performance in two groups of students », *Journal of Educational Psychology*, volume 70, n°4, p.589-594.

MULHERN F. & RAE G. (1998), « Development of a shortened form of the Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales », *Educational and Psychological Measurement*, volume 58, n°2, p.295-306.

NOSEK B.A., SMYTH F.L., SRIRAM N., LINDNER N.M., DEVOS T., AYALA A. et al. (2009), « National differences in gender-science stereotypes predict national sex differences in science and math achievement », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, volume 106, n°26, p.10593-10597.

NTAMAKILIRO L., MONNARD I. & GURTNER J.-L. (2000), « Mesure de la motivation scolaire des adolescents: construction et validation de trois échelles complémentaires », *Orientation Scolaire et Professionnelle*, volume 29, n°4, p.673-693.

O'NEAL M.R., ERNEST P.S., MCLEAN J.E. & TEMPLETON S.M. (1988), « Factorial Validity of the Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales », *Paper presented at the Annual Meeting of the Mid-South Educational Research Association*, Louisville, Kentucky.
<http://eric.ed.gov/>, consulté le 22 novembre 2013

OP'T EYNDE P., DE CORTE E. & VERSCHAFFEL L. (2001), « "What to learn from what we feel?": The role of students' emotions in the mathematics classroom », *Motivation in learning contexts: Theoretical advances and methodological implications*, S. Volet & S. Järvelä (dir.), Oxford, Pergamon, p.149-167.

PEKRUN R. (2006), « The control-value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice », *Educational Psychology Review*, volume 18, n°4, p.315-341.

PEKRUN R., GOETZ T., FRENZEL A.C., BARCHFELD P. & PERRY R.P. (2011), « Measuring emotions in students' learning and performance: The Achievement Emotions Questionnaire (AEQ) », *Contemporary Educational Psychology*, volume 36, n°1, p.36-48.

PELGRIMS G. (2013), « L'autorégulation émotionnelle et motivationnelle face aux difficultés en classes spécialisées : des processus nécessaires parfois empêchés », *L'autorégulation de l'apprentissage. Perspectives théoriques et applications*, J.-L. Berger & F.P. Büchel (dir.), Nice, Les Éditions Ovidia, p.257-291.

PINTRICH P.R. & De GROOT E.V. (1990), « Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance », *Journal of Educational Psychology*, volume 82, n°1, p.33-40.

PLAKE B.S. & PARKER C.S. (1982), « The development and validation of a revised version of the Mathematics Anxiety Rating Scale », *Educational and Psychological Measurement*, volume 42, n°2, p.551-557.

PLANTE I., DE LA SABLONNIÈRE R., ARONSON J.M. & THÉORÊT M. (2013), « Gender stereotype endorsement and achievement-related outcomes: The role of competence beliefs and task values », *Contemporary Educational Psychology*, volume 38, n°3, p.225-235.

RANCER A.S., DURBIN J.M. & LIN Y. (2013), « Teaching communication research methods: Student perceptions of topic difficulty, topic understanding, and their relationship with math anxiety », *Communication Research Reports*, volume 30, n°3, p.242-251.

RAYNAL F. & RIEUNIER A. (2001), *Pédagogie: dictionnaire des concepts clés (3rd ed.)*, Paris, ESF.

RICHARDSON F.C. & SUINN R.M. (1972), « The Mathematics Anxiety Rating Scale: Psychometric data », *Journal of Counseling Psychology*, volume 19, n°6, p.551-554.

RICHMAN W.L., KIESLER S., WEISBAND S. & DRASGOW F. (1999), « A meta-analytic study of social desirability distortion in computer-administered questionnaires, traditional questionnaires, and interviews », *Journal of Applied Psychology*, volume 84, n°5, p.754-775.

SANDMAN R.S. (1980), « The Mathematics Attitude Inventory: Instrument and user's manual », *Journal for Research in Mathematics Education*, volume 11, n°2, p.148-149.

SCHUNK D.H. (1984), « Sequential attributional feedback and children's achievement behaviors », *Journal of Educational Psychology*, volume 76, n°6, p.1159-1169.

SCHWARZ N., KNÄUPER B., HIPPLER H.-J., NOELLE-NEUMANN E. & CLARK L. (1991), « Rating Scales: Numeric values may change the meaning of scale labels », *Public Opinion Quarterly*, volume 55, p.570-582.

SEETHALER P.M. & FUCHS L.S. (2005), « Drop in the bucket: Randomized controlled trials testing reading and math interventions », *Learning Disabilities Research & Practice*, volume 20, n°2, p.98-102.

SHARMA S., MUKHERJEE S., KUMAR A. & DILLON W.R. (2005), « A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models », *Journal of Business Research*, volume 58, n°7, p.935-943.

SPENCER S.J., STEELE C.M. & QUINN D.M. (1999), « Stereotype threat and women's math performance », *Journal of Experimental Social Psychology*, volume 35, n°1, p.4-28.

STOET G. & GEARY D.C. (2013), « Sex differences in mathematics and reading achievement are inversely related: within- and across-nation assessment of 10 years of PISA data », *PLoS ONE*, volume 8, n°3, p.e57988.

SUINN R.M. & EDWARDS R. (1982), « The measurement of mathematics anxiety: The Mathematics Anxiety Rating Scale for Adolescents – MARS-A », *Journal of Clinical Psychology*, volume 38, n°3, p.576-580.

TAPIA M. & MARSCH G.E. (2002). « Confirmatory factor analysis of the Attitudes toward Mathematics Inventory », *Paper presented at the Annual Meeting of the Mid-South Educational Research Association*, p.1-12. <http://eric.ed.gov/>, consulté le 22 novembre 2013

TARIQ V.N., QUALTER P., ROBERTS S., APPLEBY Y. & BARNES L. (2013), « Mathematical literacy in undergraduates: role of gender, emotional intelligence and emotional self-efficacy », *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*, volume 44, n°8, p.1143-1159.

TRIANDIS H.C. (1971), *Attitude and attitude change*, New York, John Wiley & Sons.

VEZEAU C., CHOUINARD R., BOUFFARD T. & COUTURE N. (1998), « Adaptation et validation des échelles de Fennema et Sherman sur les attitudes en mathématique des élèves du secondaire », *Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, volume 30, n°2, p.137-140.

VIAU R. (1997), *La motivation en contexte scolaire*, Bruxelles, De Boeck & Larcier.

WEINER B. (1985), « An attributional theory of achievement motivation and emotion », *Psychological Review*, volume 92, n°4, p.548-573.

WONG K.Y. & CHEN Q. (2012), « Nature of an Attitudes toward Learning Mathematics Questionnaire », *Mathematics education: Expanding horizons (Proceedings of the 35th annual conference of the Mathematics Education Research Group of Australasia)*, J. Dindyal, L.P. Cheng & S.F. Ng (dir.), Singapore, MERGA, p.793-800.

YUCEDAG-OZCAN A. & BREWER S. (2011), « Adaptation of Mathematics Anxiety Rating Scale-Revised (MARS-R) for adult online students », *Paper presented at the 27th Annual Conference on Distance Teaching & Learning*, Madison (WI).
http://www.uwex.edu/disted/conference/Resource_library/proceedings/45335_2011.pdf, consulté le 30 août 2013

ZAN R., BROWN L., EVANS J. & HANNULA M.S. (2006), « Affect in mathematics education: an introduction », *Educational Studies in Mathematics*, volume 63, n°2, p.113-121.

Annexe

Ce questionnaire porte spécifiquement sur l'apprentissage des mathématiques. Indique ton degré d'accord avec chaque affirmation en faisant une croix dans la case correspondante.

Il n'y a bien sûr pas de réponse juste ou fausse, c'est en fonction de ce que tu penses que tu dois répondre. De plus, ce questionnaire est totalement anonyme.

Merci de répondre à chaque question le plus honnêtement possible.

01. Je m'implique dans les activités et exercices durant le cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
02. Les évaluations de maths sont un défi que j'ai du plaisir à relever.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
03. Je suis anxieux-se durant les cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
04. Je maîtrise mon stress durant les évaluations de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
05. Je m'efforce de faire au mieux dans mes devoirs de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
06. Mon travail a une influence sur mes résultats en maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
07. Je suis toujours de bonne humeur lorsqu'il y a un cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
08. Les garçons sont à la base plus doués pour les maths que les filles.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
09. Je réussis bien en maths sans y consacrer beaucoup de temps.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
10. L'apprentissage des maths est une perte de temps.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
11. Quand je résous un exercice de maths, j'arrive à éviter que d'autres pensées perturbent mon travail.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord

12. Je suis doué-e en maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
13. Mes émotions me perturbent malgré moi durant les cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
14. Beaucoup de pensées négatives m'envahissent durant les cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
15. En maths, il est surprenant de voir une fille réussir mieux que la plupart des garçons.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
16. Je ressens des symptômes (palpitations, sueurs ou maux de ventre) durant les évaluations de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
17. Les maths permettent de développer d'autres compétences (p.ex. déduction, logique, précision).	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
18. J'essaie d'en faire le moins possible pour les maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
19. Étudier les maths me rend heureux-se.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
20. Le cerveau des garçons est plus adapté à l'apprentissage des maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
21. Les maths sont souvent trop complexes pour moi.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
22. Je fais des efforts pour réussir en maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
23. Je suis facilement tendu-e durant les cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
24. Par rapport à mes camarades, mes résultats de maths sont bons.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
25. J'ai de la peine à faire le vide pour me concentrer sur un problème de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
26. Mes résultats en maths sont directement en lien avec mon investissement dans cette branche.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
27. Je suis angoissé-e lorsque je fais mes devoirs de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
28. J'ai du plaisir à résoudre des exercices durant les évaluations en maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
29. En cours de maths, je n'agis pas, je subis.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
30. Durant les évaluations de maths, mes émotions sont incontrôlables.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
31. J'aime les cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord

32. Je parviens à gérer mes émotions durant les cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
33. Ma compréhension en maths dépend des efforts que je fournis.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
34. Être bon-ne en math donne un avantage considérable pour trouver un emploi.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
35. Ma réussite en maths est surtout une question de chance.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
36. Quand je suis face à mes devoirs de maths, je ne sais pas comment m'y prendre.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
37. Une fille doit travailler plus qu'un garçon pour avoir les mêmes résultats en maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
38. Je me fais du souci durant les évaluations de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
39. J'ai beaucoup de potentiel dans le domaine des maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
40. Je me réjouis de voir arriver l'heure de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
41. Les maths me seront précieuses dans mon futur (formation et emploi).	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
42. Je consacre suffisamment de temps pour mes devoirs en maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
43. Mathématiques et féminité peuvent très bien aller ensemble.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
44. Les maths sont incontournables dans tous les domaines professionnels.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord
45. Je suis assidu-e et concentré-e durant le cours de maths.	Pas du tout d'accord	☐	☐	☐	☐	☐	☐	Tout à fait d'accord

Cotation (* = item renversé) :

Utilité : 10* / 17 / 34 / 41 / 44

Compétence : 09 / 12 / 21* / 24 / 36* / 39

Contrôlabilité : 06 / 26 / 29* / 33 / 35*

Affects positifs : 02 / 07 / 19 / 28 / 31 / 40

Affects négatifs : 03 / 14 / 16 / 23 / 27 / 38

Régulation affective : 04 / 11 / 13* / 25* / 30* / 32

Investissement : 01 / 05 / 18* / 22 / 42 / 45

Masculinité : 08 / 15 / 20 / 37 / 43*