

Adaptation et validation d'instruments de mesure des stéréotypes de genre en mathématiques et en français

Isabelle Plante

Volume 33, numéro 2, 2010

Date de réception : 24 juin 2009

Date de réception de la version finale : 27 mai 2010

Date d'acceptation : 20 juin 2010

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1024894ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1024894ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (imprimé)

2368-2000 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Plante, I. (2010). Adaptation et validation d'instruments de mesure des stéréotypes de genre en mathématiques et en français. *Mesure et évaluation en éducation*, 33(2), 1–34. <https://doi.org/10.7202/1024894ar>

Résumé de l'article

Le présent article expose les qualités psychométriques de l'adaptation de deux questionnaires destinés à des élèves francophones, qui évaluent les stéréotypes de genre en mathématiques, d'une part, et les stéréotypes de genre en français, d'autre part. Les résultats de deux études comprenant des élèves de sixième année du primaire, de deuxième et de quatrième secondaire [n (Étude 1) = 169 ; n (Étude 2) = 1 138] montrent que les instruments adaptés offrent une consistance interne élevée ainsi qu'une bonne validité concomitante. De plus, des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires ont révélé une structure reflétant les sous-échelles adaptées et procurant de bons indices d'ajustement aux données. Les questionnaires proposés présentent donc des qualités psychométriques satisfaisantes.

Adaptation et validation d'instruments de mesure des stéréotypes de genre en mathématiques et en français

Isabelle Plante

Université de Montréal

MOTS CLÉS: Stéréotypes de genre, mathématiques, français, mesure, validation

Le présent article expose les qualités psychométriques de l'adaptation de deux questionnaires destinés à des élèves francophones, qui évaluent les stéréotypes de genre en mathématiques, d'une part, et les stéréotypes de genre en français, d'autre part. Les résultats de deux études comprenant des élèves de sixième année du primaire, de deuxième et de quatrième secondaire [n (Étude 1) = 169; n (Étude 2) = 1 138] montrent que les instruments adaptés offrent une consistance interne élevée ainsi qu'une bonne validité concomitante. De plus, des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires ont révélé une structure reflétant les sous-échelles adaptées et procurant de bons indices d'ajustement aux données. Les questionnaires proposés présentent donc des qualités psychométriques satisfaisantes.

KEY WORDS: Gender stereotypes, mathematics, French, measure, validation

This article examines the psychometric properties of the adaptation of two questionnaires addressed to French-speaking students, which evaluate gender stereotypes regarding mathematics and gender stereotypes regarding French. Results of two studies comprising grade six, eight and ten students [n (Study 1) = 169; n (Study 2) = 1 138] showed that the adapted instruments offer a high internal consistency, and a good concomitant validity. In addition, results of exploratory and confirmatory factor analyses revealed a structure corresponding to the adapted subscales, and adequately reflecting the data. In summary, the adapted questionnaires are psychometrically sound.

PALAVRAS-CHAVE: Estereótipos de género, matemática, francês, medida, validação

Este artigo apresenta as qualidades psicométricas de dois questionários destinados a alunos francófonos que avaliam, por um lado, os estereótipos de género em matemática e, por outro lado, os estereótipos de género em francês. Os resultados dos dois estudos que foram realizados com alunos do 6.º, 8.º e 10.º anos de escolaridade [nº (Estudo 1) = 169; nº (Estudo 2) = 1º138] mostram que os instrumentos adaptados oferecem uma consistência interna elevada, bem como uma boa validade concomitante. Acresce que as análises factoriais exploratórias e confirmatórias revelaram uma estrutura que reflecte as sub-escalas adaptadas e bons índices de ajustamento aos dados. Em suma, os questionários propostos apresentam qualidades psicométricas satisfatórias.

Note de l'auteure – Cette étude a été financée par une bourse d'études doctorales du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH) du Canada, octroyée à l'auteure, qui tient à remercier Jean-Guy Blais pour ses suggestions relatives au devis de la recherche ainsi que Roxane de la Sablonnière pour son aide dans le choix et la réalisation des analyses statistiques. Toute correspondance peut être adressée comme suit : Isabelle Plante, 5711, rue Jeanne-Mance, Montréal, Québec, Canada, H2V 4K7, ou par courriel à l'adresse suivante : [Isabelle.Plante.1@umontreal.ca].

Introduction

Au cours des dernières décennies, de nombreux chercheurs se sont intéressés aux stéréotypes sociaux (Allport, 1954; Leyens, Yzerbyt & Schadron, 1992; Tajfel, 1981), qui consistent en un ensemble de représentations ou d'impressions attribuées à un individu selon son appartenance à un groupe (McGarty, Yzerbyt & Spears, 2002). Ces conceptions permettent de filtrer l'information qui provient de l'environnement et d'en simplifier le traitement, en minimisant les dissemblances et en exagérant les ressemblances entre les individus membres d'un groupe social (Fiske & Taylor, 1991). En dépit de ces avantages, ces croyances mènent à ignorer les différences individuelles entre les personnes appartenant à un groupe, ce qui conduit souvent à des interprétations erronées de la réalité (Lyons & Kashima, 2001; McGarty, 1999).

Parmi les stéréotypes sociaux étudiés, certains concernent spécifiquement les conceptions relatives aux hommes et aux femmes sur la base de leur appartenance sexuelle; il s'agit de stéréotypes de genre (Chatard, 2004; Lips, 2005). Dans les milieux scolaires, certains stéréotypes de genre stipulent que les mathématiques seraient un domaine qui convient davantage aux garçons qu'aux filles alors que les langues seraient des disciplines plus féminines que masculines (Guimond & Roussel, 2001; Halpern et al., 2007; Jacobs, Lanza, Osgood, Eccles & Wigfield, 2002).

Au cours des dernières décennies, les études sur le sujet ont généralement montré que les élèves entretenaient des stéréotypes favorisant les garçons en mathématiques (Blanton, Christie & Dye, 2002; Fennema & Sherman, 1977; Guimond & Roussel, 2001; Leder, 1992; Stipek & Gralinski, 1991). Or, conformément à des changements sociaux incluant notamment une entrée massive des femmes sur le marché du travail, une scolarisation accrue de leur part et leur intégration dans les disciplines traditionnellement masculines (Auster & Ohm, 2000; Diekman & Eagly, 2000), ces stéréotypes se sont modifiés. En effet, des études récentes révèlent que les élèves perçoivent que les mathématiques conviennent tout aussi bien aux garçons qu'aux filles (Leder & Forgasz, 2002) ou même qu'ils entretiennent des stéréotypes en faveur des filles en mathématiques (Martinot & Désert, 2007; Rowley, Kurtz-Costes,

Mistry & Feagans, 2007). De plus, en conformité avec une modification moins saillante des rôles sociaux masculins (Diekman & Eagly, 2000; Twenge, 1997), les élèves adhèrent toujours à l'idée que les langues conviennent mieux aux filles qu'aux garçons (Guimond & Roussel, 2001 ; Rowley et al., 2007).

Puisque ces stéréotypes concernent spécifiquement les deux matières de base du système scolaire, ceux-ci sont susceptibles d'avoir des effets non négligeables sur la réussite et la persévérance des élèves. À cet effet, des études qui emploient le paradigme de la menace du stéréotype (*i.e.*, *stereotype threat*) (Steele & Aronson, 1995) montrent bien comment la pression exercée par les stéréotypes peut altérer la performance des filles à des tâches cognitives de mathématiques lorsque des stéréotypes pro-masculins sont évoqués (pour des revues de la documentation, voir Aronson & Steele, 2005; Nguyen & Ryan, 2008). En contexte scolaire, le fait que les élèves entretiennent personnellement des croyances stéréotypées avantageant un sexe ou l'autre en mathématiques ou en langues est donc susceptible d'affecter leur réussite et leur cheminement scolaire.

Compte tenu de l'impact potentiellement négatif de l'adhésion aux stéréotypes de genre en mathématiques et en français sur la réussite scolaire des élèves des deux sexes, une mesure adéquate de ces construits apparaît hautement souhaitable. Or, les instruments de mesure de l'adhésion aux stéréotypes de genre en mathématiques et en français destinés à des élèves francophones sont pratiquement inexistantes. Ainsi, nous avons adapté la version anglophone d'un instrument de mesure des stéréotypes en mathématiques (voir Leder & Forgasz, 2002) afin d'obtenir deux instruments destinés à des élèves francophones qui évaluent respectivement l'adhésion aux stéréotypes de genre en mathématiques et en français. Le but de cette recherche est donc d'évaluer les qualités psychométriques de ces instruments de mesure. En lien avec cet objectif général, il convient d'abord de cerner la problématique de la mesure des stéréotypes de genre en mathématiques et en langues.

La mesure des stéréotypes de genre en mathématiques

Au cours des dernières décennies, plusieurs chercheurs se sont intéressés aux stéréotypes de genre en mathématiques. Ainsi, la mesure directe de ces croyances a généralement été effectuée par le biais de questionnaires ou d'items auto-rapportés. Fennema et Sherman (1976) ont été parmi les premiers à élaborer un instrument qui visait à cerner les stéréotypes de genre en mathématiques. Leur questionnaire *Mathematics Attitude Scales* comporte

notamment la sous-échelle *Mathematics as a Male Domain* (MMD) ($\alpha = 0,87$), qui comprend 12 items évaluant l'idée selon laquelle les mathématiques conviennent davantage aux garçons qu'aux filles. Pour chacun des items de cette sous-échelle, les participants doivent indiquer leur degré d'accord à l'aide d'une échelle de Likert à cinq points allant de 1 (*fortement en désaccord*) à 5 (*fortement en accord*). À l'aide de leur sous-échelle MMD, Fennema et Sherman (1977) ont montré que les élèves étasuniens de la neuvième à la douzième année (équivalents de la troisième secondaire à la première année du Cégep) adhéraient aux stéréotypes qui favorisent les garçons en mathématiques. Ces croyances étaient cependant plus prégnantes chez les garçons que chez les filles. De nombreuses études ont ensuite utilisé cette sous-échelle et répliqué ces résultats, auprès d'élèves étasuniens particulièrement (pour une revue de la documentation, voir Hyde, Fennema, Ryan, Frost & Hopp, 1990). Cependant, l'étude la plus récente fondée sur l'échelle MMD a montré que les scores des élèves étaient fortement regroupés et s'approchaient de la borne inférieure de l'échelle, indiquant l'absence de stéréotype (Forgasz, Leder & Gardner, 1999).

D'autres chercheurs qui visaient à évaluer les effets des stéréotypes de genre en mathématiques ont utilisé une mesure moins élaborée de ce construit. Ainsi, dans une étude réalisée par Blanton, Christie et Dye (2002), les participantes (des étudiantes universitaires étasuniennes de premier cycle) devaient se prononcer sur deux items qui énonçaient que les garçons possèdent de meilleures habiletés mathématiques que les filles, d'une part, et que les garçons possèdent de meilleures capacités visuo-spatiales que les filles, d'autre part. Pour ces deux items, les étudiants devaient indiquer leur degré d'accord à l'aide d'une échelle graduée en neuf points allant de 1 (*pas du tout vrai*) à 9 (*totalement vrai*). La consistance interne de ces deux items n'est cependant pas précisée dans l'article de Blanton et al. (2002). Afin de mesurer les stéréotypes de genre en mathématiques dans leur échantillon composé d'étudiantes universitaires étasuniennes, Schmader, Johns et Barquissau (2004) ont quant à eux employé une sous-échelle composée de trois items :

1. *Il est possible que les garçons possèdent de meilleures habiletés en mathématiques que les filles,*
2. *De manière générale, les garçons semblent plus doués que les filles en mathématiques,*
3. *Je ne pense pas qu'il y ait de réelles différences entre les habiletés des garçons et des filles en mathématiques (item inversé).*

Cette sous-échelle, qui présente une bonne consistance interne ($\alpha = 0,88$), permet donc de mesurer l'adhésion au stéréotype selon lequel les mathématiques seraient un domaine convenant davantage aux garçons qu'aux filles.

Comme pour l'étude de Forgasz et al. (1999) qui se fondait sur le MMD de Fennema et Sherman (1976), les études citées précédemment ont montré que la majorité des élèves ne semble plus adhérer aux stéréotypes de genre qui favorisent les garçons en mathématiques. Ainsi, l'étude de Blanton et al. (2002) a révélé que la moitié des participantes était d'avis qu'il n'y a pas même «un peu de vrai» dans le stéréotype selon lequel les mathématiques sont une discipline davantage masculine que féminine. Les résultats de l'étude de Schmader et al. (2004) indiquent qu'à peine 24% des participantes ont obtenu un score supérieur au seuil indiquant qu'il y a «du vrai» dans les stéréotypes qui avantagent les garçons en mathématiques. Cependant, une lacune méthodologique des études de Blanton et al. (2002), de Schmader et al. (2004) ainsi que des études fondées sur le MMD (Fennema & Sherman, 1976) nous amène à douter de la validité de leurs résultats. En effet, les mesures des stéréotypes de genre utilisées n'évaluaient que le stéréotype traditionnel selon lequel les mathématiques sont un domaine masculin, omettant ainsi d'examiner la croyance inverse selon laquelle les mathématiques sont un domaine féminin.

En réponse à cette critique, Forgasz et al. (1999) ont interviewé des élèves (australiens, suédois et étasuniens) de neuvième année (équivalent de troisième secondaire) afin d'évaluer leurs croyances stéréotypées à l'égard des mathématiques. Les réponses des élèves se rapportaient à trois catégories de conceptions. Ainsi, certaines réponses reflétaient des stéréotypes traditionnels qui favorisent les garçons en mathématiques. D'autres suggéraient plutôt la présence de croyances stéréotypées en faveur des filles en mathématiques. Enfin, certaines réponses révélaient une conception selon laquelle les mathématiques sont un domaine neutre, qui ne favorise pas un sexe en particulier.

À la lumière de ces résultats, Leder et Forgasz (2002) ont élaboré le questionnaire *Mathematics as a Gendered Domain* (les mathématiques comme domaine sexué). Ce questionnaire, inspiré du MMD initialement élaboré par Fennema et Sherman (1976), comprend trois sous-échelles distinctes de 16 items : *Mathematics as Male Domain* (les mathématiques comme domaine masculin), *Mathematics as Female Domain* (les mathématiques comme domaine féminin) et *Mathematics as a Neutral Domain* (les mathématiques comme domaine neutre). Ces sous-échelles permettent aux participants

d'exprimer des stéréotypes qui favorisent les garçons en mathématiques (échelle masculine), les filles en mathématiques (échelle féminine) ou l'idée selon laquelle les mathématiques ne représentent pas un domaine typé en faveur d'un sexe ou de l'autre (échelle neutre). Comme pour l'échelle initialement élaborée par Fennema et Sherman (1976), les participants doivent indiquer leur degré d'accord sur une échelle de Likert à cinq points allant de 1 (*fortement en désaccord*) à 5 (*fortement en accord*).

Leder et Forgasz (2002) ont examiné les qualités psychométriques de leur instrument de mesure des stéréotypes de genre en mathématiques auprès d'un échantillon de 846 élèves australiens de la septième à la dixième année (équivalent de la première à la quatrième secondaire). Les résultats indiquent que l'instrument possède une excellente consistance interne avec des coefficients alpha de 0,90 (échelle masculine), 0,90 (échelle féminine) et 0,84 (échelle neutre). Enfin, Leder et Forgasz (2002) ont examiné la structure factorielle de leur instrument en menant une analyse factorielle en composantes principales à trois facteurs avec rotation Varimax. Leurs résultats révèlent la présence de trois facteurs correspondant aux trois sous-échelles élaborées.

L'analyse des scores de chacune des sous-échelles a révélé que pour la majorité des garçons et des filles de leur échantillon, le score le plus élevé a été obtenu pour la sous-échelle qui évalue la neutralité des mathématiques. Ces résultats ont amené Leder et Forgasz (2002) à conclure que la plupart des élèves n'entretenaient plus de stéréotypes. Cependant, bien que les élèves se soient généralement montrés fortement en accord avec le fait que les mathématiques constituent un domaine neutre, leurs scores pour les échelles masculine et féminine étaient supérieurs à un et positivement corrélés. Ces résultats pourraient refléter un biais de réponse des participants. En effet, Schneider (2004) avance que même s'ils ne sont pas en accord avec des énoncés, plusieurs répondants sont soucieux d'être « de bons participants », ce qui les incite à varier leurs réponses selon l'échelle fournie plutôt que de n'utiliser que son extrémité associée au rejet complet d'un énoncé. Qui plus est, sans évacuer la possibilité que les élèves n'entretiennent plus de stéréotypes à l'égard des mathématiques, il est également probable que la désirabilité sociale ait fortement affecté les réponses des élèves aux items de la sous-échelle neutre. En effet, les élèves sont susceptibles de vouloir minimiser leurs stéréotypes (Dambrun & Guimond, 2004 ; Schneider, 2004) et donc de se montrer d'accord avec les items qui proposent une attitude neutre. La soustraction des scores obtenus aux sous-échelles masculine et féminine

aurait permis de mesurer les stéréotypes des élèves de manière détournée, en indiquant si les élèves perçoivent que les mathématiques sont davantage associées à un domaine masculin ou féminin. Une telle mesure des stéréotypes apparaît également contourner le biais méthodologique qui amène les élèves à varier leurs réponses sur l'échelle proposée, puisque ce biais est susceptible de se produire tant pour les items qui évaluent la masculinité des mathématiques que pour ceux qui en évaluent la féminité.

Quelques études récentes ont employé une mesure soustractive à deux items, telle qu'exposée ci-dessus, pour évaluer les stéréotypes. Ainsi, à l'aide d'une telle mesure, Bonnot et Croizet (2007) ont montré que la majorité des étudiants universitaires français entretenait des stéréotypes traditionnels pro-masculins en mathématiques. Or, deux études menées auprès d'élèves du primaire et du secondaire français (Martinot & Désert, 2007) et étasuniens (Rowley et al., 2007) ont plutôt observé un stéréotype pro-féminin en mathématiques. Ces résultats donnent à penser que les instruments qui évaluent uniquement les stéréotypes pro-masculins en mathématiques des élèves risquent de fournir une mesure incomplète des conceptions stéréotypées en mathématiques. L'emploi d'une soustraction de sous-échelles qui évaluent les stéréotypes favorisant les garçons et les filles comme mesure des stéréotypes de genre en mathématiques apparaît mieux à même de capter l'étendue des stéréotypes actuels des élèves. Cependant, la mesure d'un construit à l'aide d'un seul item est questionnable sur le plan de la validité de construit et de la fidélité de la mesure particulièrement (Laurier, 2005 ; Van der Maren, 1995). Ainsi, la mesure des stéréotypes de genre en mathématiques que nous proposons consiste à soustraire le score des sous-échelles «les mathématiques comme domaine masculin» et «les mathématiques comme domaine féminin», qui sont davantage conformes aux normes de validation établies.

La mesure des stéréotypes de genre en langues

Bien que plusieurs études aient été menées sur les stéréotypes de genre en mathématiques, les recherches qui abordent les stéréotypes de genre en langues sont plus rares. Le stéréotype selon lequel les disciplines liées aux langues sont davantage féminines que masculines apparaît toutefois reconnu par les chercheurs en éducation. À titre d'exemple, Eccles et al. (Eccles, 1987; Eccles, Adler & Meece, 1984; Jacobs & Eccles, 1992; Jacobs et al., 2002) y font fréquemment référence pour interpréter le degré de motivation plus élevé des filles dans le contexte de la langue d'enseignement. D'autres chercheurs évoquent les croyances stéréotypées répandues qui avantagent les filles en

langues pour expliquer le rendement moins élevé des garçons dans ce domaine (Froese-Germain, 2006; Halpern et al., 2007; Weaver-Hightower, 2003). Cela étant, seuls quelques chercheurs ont directement mesuré ces croyances chez les élèves. Ainsi, Guimond et Roussel (2001) ont montré que des étudiants universitaires français adhéraient aux stéréotypes qui favorisent les filles en français et Rowley et al. (2007) ont montré que des élèves du primaire et du secondaire étasuniens entretenaient ces croyances stéréotypées relativement à l'anglais. Dans ces deux études, la mesure des stéréotypes a été réalisée par l'entremise d'une soustraction entre deux items qui évaluent respectivement les habiletés des garçons et celles des filles dans la langue principale d'enseignement. Tel que mentionné précédemment, on peut néanmoins douter de la capacité d'un seul item à mesurer adéquatement l'affinité masculine ou féminine des langues. L'adaptation au contexte de l'apprentissage du français des sous-échelles masculines et féminines développées par Leder et Forgasz (2002), tel que nous le proposons, permettrait une mesure plus appropriée des stéréotypes de genre en français.

La présente étude

La présente étude vise d'abord à examiner les qualités psychométriques d'une version francophone des sous-échelles *Mathematics as a Male Domain* (les mathématiques comme domaine masculin) et *Mathematics as a Female Domain* (les mathématiques comme domaine féminin) élaborées par Leder et Forgasz (2002). Elle vise également à évaluer les qualités psychométriques de sous-échelles similaires adaptées au contexte de l'apprentissage du français. Pour ce faire, nous avons réalisé deux études complémentaires. La première étude, effectuée auprès d'un échantillon relativement restreint, consiste en une validation préliminaire des sous-échelles adaptées et évalue leur consistance interne ainsi que leur validité concomitante. La seconde étude a pour but de confirmer les qualités psychométriques des instruments proposés en examinant leur consistance interne et leur structure factorielle auprès d'un plus vaste échantillon.

Étude 1

Cette étude vise à évaluer la consistance interne ainsi que la validité concomitante des sous-échelles « les mathématiques comme domaine masculin », « les mathématiques comme domaine féminin », « le français comme domaine masculin » et « le français comme domaine féminin ». La validité concomitante

est examinée en comparant les scores obtenus à ces sous-échelles à ceux provenant d'un instrument conventionnel de mesure des stéréotypes de genre en mathématiques élaboré par Schmader et al. (2004).

Nous avons choisi l'instrument de Schmader et al. (2004) pour plusieurs raisons. D'abord, il s'agit d'un instrument semblable aux mesures employées dans la majorité des études qui évaluent les stéréotypes de genre (*e.g.*, Blanton et al., 2002; Fennema & Sherman, 1976; Guimond & Roussel, 2001) en ce sens qu'il évalue le stéréotype traditionnel stipulant que les mathématiques seraient davantage une discipline masculine que féminine. Schmader et al. (2004) ont également montré que leur mesure des stéréotypes de genre fournissait une bonne consistance interne ($\alpha = 0,88$). De plus, il s'agit d'un instrument qui ne comporte que trois items, rendant ainsi son administration brève.

Considérant le fait que l'échelle de Schmader et al. (2004) évalue des stéréotypes pro-masculins, nous nous attendons à ce que les échelles masculines des instruments proposés soient significativement corrélées avec la mesure de Schmader et al. (2004). Par contre, nous prévoyons une association plus modérée entre la mesure soustractive «échelle masculine – échelle féminine» suggérée et une association faible, voire non significative, entre les échelles féminines et l'échelle de Schmader et al. (2004).

Méthode

Participants

L'échantillon comprend 169 participants qui ont pris part à l'étude dans le cadre des mathématiques ou du français. Ainsi, 71 élèves de sixième année du primaire ($g = 11$; $f = 14$), de deuxième ($g = 7$; $f = 11$) et de quatrième ($g = 10$; $f = 18$) secondaire ont participé à cette étude dans le cadre des mathématiques. En français, les participants sont 98 élèves de sixième ($g = 19$; $f = 29$) année du primaire, de deuxième ($g = 12$; $f = 15$) et de quatrième ($g = 11$; $f = 12$) secondaire. Les élèves proviennent de deux écoles (une primaire et une secondaire) de la Commission scolaire de la Pointe-de-l'île de milieux socio-économiques faibles (Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport (MELS), 2006). En conformité avec les normes d'éthique établies à l'Université de Montréal, seuls les élèves qui ont obtenu une autorisation parentale pour participer à cette étude y ont pris part.

Procédure

Une assistante de recherche a rencontré chacun des groupes d'élèves dans sa classe et lui a lu chacun des items du questionnaire de mathématiques ou de français.

Mesures

Chacun des questionnaires (mathématiques et français) comporte deux mesures des stéréotypes de genre, qui consistent en une double traduction (*back-translation*) d'échelles de mesure élaborées respectivement par Schmader et al. (2004) et par Leder et Forgasz (2002). La traduction de l'anglais au français a été effectuée par une traductrice professionnelle. Puis, une chercheuse spécialiste des stéréotypes de genre dont la langue maternelle est l'anglais a de nouveau traduit les items du français vers l'anglais. Les items procurant des divergences avec la version initiale anglaise ont été modifiés afin de convenir tant aux chercheurs impliqués dans le projet qu'à la traductrice.

La première mesure évalue l'adhésion à des stéréotypes pro-masculins en mathématiques. Tel que mentionné précédemment, cette sous-échelle élaborée par Schmader et al. (2004) comprend trois items :

1. *Il est possible que les garçons possèdent de meilleures habiletés en mathématiques que les filles,*
2. *De manière générale, les garçons semblent plus doués que les filles en mathématiques,*
3. *Je ne pense pas qu'il y ait de réelles différences entre les habiletés des garçons et des filles en mathématiques (item inversé).*

Les items de cette sous-échelle ont ensuite été adaptés au contexte de l'apprentissage du français. Ainsi, pour chacun des trois items, le terme *mathématiques* a été remplacé par le terme *français*. La sous-échelle comprend donc les trois items suivants :

1. *Il est possible que les garçons possèdent de meilleures habiletés que les filles en français,*
2. *De manière générale, les garçons semblent plus doués que les filles en français,*
3. *Je ne pense pas qu'il y ait de réelles différences entre les habiletés des garçons et des filles en français (item inversé).*

Cette sous-échelle procure donc une mesure du stéréotype selon lequel le français est un domaine qui convient mieux aux garçons qu'aux filles. Les participants doivent évaluer chacun des items à l'aide d'une échelle de Likert à sept points allant de 1 (*fortement en désaccord*) à 7 (*fortement en accord*).

La seconde mesure se compose de deux sous-échelles initialement élaborées par Leder et Forgasz (2002): *Mathematics as a Male Domain* (les mathématiques comme domaine masculin) et *Mathematics as a Female Domain* (les mathématiques comme domaine féminin). La sous-échelle «les mathématiques comme domaine masculin» évalue jusqu'à quel point les élèves perçoivent que les mathématiques sont un domaine plus masculin que féminin alors que la sous-échelle «les mathématiques comme domaine féminin» évalue jusqu'à quel point ils sont d'avis que les mathématiques consistent en une discipline plus féminine que masculine. Les items de ces deux sous-échelles en mathématiques sont présentés au tableau 5. Afin de procurer une mesure

d'analyses corrélationnelles. Les coefficients sont présentés au tableau 2. Les résultats indiquent qu'en mathématiques, la sous-échelle masculine est fortement corrélée avec la mesure de Schmader et al. (2004). Cependant, la corrélation entre la sous-échelle de Schmader et al. (2004) et la sous-échelle «les mathématiques comme domaine féminin» n'est pas significative. Finalement, les résultats indiquent que la mesure de Schmader et al. (2004) est modérément corrélée avec la mesure des stéréotypes proposée, issue de la soustraction DM-DF. En français, les résultats montrent une forte corrélation entre la sous-échelle «le français comme domaine masculin» et la mesure de Schmader et al. (2004) des stéréotypes de genre alors que la corrélation entre la sous-échelle féminine et la mesure de Schmader et al. (2004) est pratiquement nulle. La sous-échelle de Schmader et al. (2004) est également significativement corrélée avec la mesure des stéréotypes de genre en français proposée, issue de la soustraction DM-DF (voir le tableau 2).

Tableau 2
*Corrélations entre les sous-échelles masculines (DM),
féminines (DF), les stéréotypes [DM-DF] et des mesures traditionnelles
(Schmader et al., 2004) en mathématiques et en français*

Échelle Schmader et al. (2004)	Mathématiques			Français		
	DM	DF	[DM-DF]	DM	DF	[DM-DF]
Mathématiques	0,54***	0,18	0,34**	–	–	–
Français	–	–	–	0,59***	0,01	0,41***

p < 0,01 ; *p < 0,001

Discussion de l'Étude 1

Les résultats de cette première étude révèlent d'abord que les sous-échelles masculines et féminines procurent des indices de consistance interne élevés avec des coefficients alpha qui varient entre 0,81 et 0,89. Les instruments proposés montrent également une bonne validité concomitante. En effet, la sous-échelle masculine dans le contexte de l'apprentissage des mathématiques et du français s'est avérée significativement corrélée avec un instrument des stéréotypes de genre élaboré par Schmader et al. (2004). Ces résultats sont peu surprenants puisque l'instrument élaboré par Schmader et al. (2004) procure une mesure des stéréotypes qui avantagent les garçons, ce qui s'apparente aux sous-échelles masculines employées. De plus, en accord avec nos hypothèses, les sous-échelles féminines ne sont pas significativement

corrélées avec la sous-échelle de Schmader et al. (2004). En effet, l'instrument de Schmader et al. (2004) n'évalue pas de stéréotypes pro-féminins. Finalement, la corrélation entre la mesure de Schmader et al. (2004) et la mesure des stéréotypes proposée, issue d'une soustraction entre les sous-échelles féminine et masculine en mathématiques ou en français, s'est révélée modérée. La mesure soustractive suggérée, qui prend appui à la fois sur les sous-échelles masculine et féminine, procure donc un portrait original des stéréotypes, distinct de celui que permettent des instruments traditionnels. À l'issue des résultats de cette première étude, il apparaît justifié d'évaluer les qualités psychométriques des instruments proposés auprès d'un plus vaste échantillon.

Étude 2

Cette seconde étude a pour but de confirmer les qualités psychométriques des sous-échelles «les mathématiques comme domaine masculin», «les mathématiques comme domaine féminin», «le français comme domaine masculin» et «le français comme domaine féminin» en évaluant leur consistance interne et leur structure factorielle auprès d'un plus vaste échantillon.

Participants

L'échantillon comprend 1 138 élèves de sixième année du primaire (g = 171 ; f = 189), de deuxième (g = 177, f = 242) et de quatrième secondaire (g = 164, f = 195). Parmi ces élèves, 984 ont pris part à l'étude dans les deux matières ciblées (86%) alors que les autres y ont pris part en mathématiques ou en français. Ainsi, 1 062 élèves ont participé à l'étude en français alors que 1 049 y ont pris part en mathématiques. Les élèves proviennent de 14 écoles (neuf écoles primaires et cinq écoles secondaires) de la Commission scolaire Des Samares de milieux socio-économiques faibles (MELS, 2006). En conformité avec les normes d'éthique établies à l'Université de Montréal, seuls les élèves qui ont obtenu une autorisation parentale pour participer à cette étude y ont pris part.

Procédure

Une assistante de recherche a rencontré chacun des groupes de participants dans leur classe à deux reprises, avec un intervalle d'environ deux semaines, et leur a lu chacun des items du questionnaire en mathématiques ou en français. Afin d'éviter les effets dus à la pratique, la moitié des groupes, choisis aléa-

toirement, a d'abord rempli le questionnaire dans le contexte de l'apprentissage des mathématiques alors que l'autre moitié a débuté par le questionnaire en français.

Mesures

La mesure des stéréotypes a été réalisée à l'aide des sous-échelles masculines et féminines expliquées précédemment. Ainsi, en mathématiques, les sous-échelles « les mathématiques comme domaine masculin » et « les mathématiques comme domaine féminin » ont été utilisées alors que la mesure des stéréotypes de genre en français a été réalisée à l'aide des sous-échelles « le français comme domaine masculin » et « le français comme domaine féminin ».

Résultats

Scores moyens selon le niveau scolaire et le sexe des élèves

Nous avons d'abord examiné la moyenne et l'écart-type des scores obtenus pour chacune des sous-échelles proposées ainsi que pour la mesure des stéréotypes issue de la soustraction DM-MF selon le niveau et le sexe des élèves. Ces résultats, présentés au tableau 3, montrent que les scores sont généralement plus élevés pour l'échelle féminine que masculine. Ainsi, la mesure soustractive des stéréotypes de genre proposée révèle généralement des scores négatifs, indiquant que les élèves tendent à percevoir les mathématiques et le français comme des disciplines plus féminines que masculines (pour une analyse plus détaillée de l'adhésion des élèves aux stéréotypes de genre en mathématiques et en français, voir Plante, Théorêt & Favreau, 2009).

corrélations positives obtenues entre les sous-échelles masculine et féminine dans une même matière, des corrélations positives ont également été observées entre les sous-échelles de mathématiques et de français (voir le tableau 4).

Tableau 4
Corrélations entre les sous-échelles masculines (DM) et féminines (DF), ainsi qu'entre les stéréotypes [DM-DF] en mathématiques et en français

Échelle ou variable	Mathématiques			Français		
	DM	DF	[DM-DF]	DM	DF	[DM-DF]
Mathématiques						
DM	1	0,46***	0,61***	0,62**	0,47***	0,09**
DF	–	1	-0,43***	0,42***	0,55***	-0,19***
Français						
DM	–	–	0,26***	1	0,53***	0,39**
DF	–	–	-0,01	–	1	-0,57***

p < 0,01 ; *p < 0,001

Structure factorielle

L'examen de la structure factorielle a été réalisé en trois étapes. Ainsi, considérant que les instruments proposés peuvent être employés indépendamment ou ensemble, nous avons d'abord examiné la structure factorielle des items séparément pour le français et les mathématiques (Étape 1). Ensuite, afin d'examiner si les sous-échelles féminines et masculines en mathématiques et en français consistaient en des concepts distincts, nous avons examiné la structure factorielle de tous les items de l'étude, en mathématiques comme en français (Étape 2). Finalement, nous avons mené une analyse factorielle confirmatoire ayant pour but d'évaluer les indices d'ajustement aux données d'un modèle représentant les sous-échelles proposées (Étape 3).

Étape 1 : *Analyses factorielles exploratoires menées séparément pour les items de mathématiques et de français*

Nous avons d'abord mené des analyses en composantes principales avec rotations Oblimin des facteurs, séparément pour les items relatifs aux mathématiques et au français. Les rotations Oblimin sont suggérées lorsque les facteurs sont corrélés entre eux (Field, 2005; Tabachnick & Fidell, 2007). Conformément à la procédure employée par Leder et Forgasz (2002), nous avons fixé à deux le nombre de facteurs à extraire pour ces deux analyses, correspondant aux sous-échelles masculines et féminines. En mathématiques comme en français, les résultats ont révélé la présence de deux facteurs comprenant les items des sous-échelles masculines et féminines. En mathématiques, les facteurs extraits présentent des valeurs propres (*eigenvalues*) de 4,03 et 10,15. Ces facteurs expliquent 12,60% et 31,72% de la variance. En français, les deux facteurs extraits révèlent des valeurs propres de 3,28 et 9,91. Ces facteurs procurent respectivement un pourcentage de variance expliquée de 10,24% et 30,98%. Le tableau 5 présente les coefficients de saturation (*factor loadings*) des items relativement à chacun des deux facteurs extraits en mathématiques alors que le tableau 6 présente les coefficients de saturation des items se rapportant aux facteurs extraits en français. Tel que suggéré par Stevens (1992), seuls les coefficients de saturation supérieurs à 0,40 ont été retenus. On remarque que tous les items procurent des coefficients de saturation supérieurs à 0,40 dans le domaine attendu et très peu d'items (un en mathématiques et trois en français) saturent dans les deux facteurs extraits. Les raisons qui font en sorte que ces items saturent dans les deux facteurs demeurent incertaines. Ces résultats suggèrent toutefois que ces items reflètent moins bien que les autres le contenu des stéréotypes de genre évalués (voir les tableaux 5 et 6).

Tableau 5
Matrice des composantes après rotation^a pour les items relatifs aux mathématiques

	Composantes*	
	Domaine masculin	Domaine féminin
1. Les garçons sont plus souvent distraits de leur travail que les filles dans les classes de mathématiques.		0,56
2. Les filles ont plus besoin des mathématiques que les garçons quand elles quittent l'école.	0,42	0,41
3. Les garçons sont mathématiquement plus intelligents que les filles.	0,72	
4. Plus de filles que de garçons ont du plaisir à faire des mathématiques.		0,61
5. Plus de garçons que de filles ont besoin des mathématiques quand ils quittent l'école.	0,64	
6. Les garçons sont plus déterminés que les filles à réussir en mathématiques.	0,74	
7. Plus de garçons que de filles veulent réussir en mathématiques pour faire plaisir à leurs parents.	0,44	
8. Les garçons abandonnent plus vite que les filles face à un problème de mathématiques.		0,67
9. Plus de garçons que de filles sont soucieux de réussir en mathématiques.	0,63	
10. L'apprentissage des mathématiques est plus important pour les garçons que pour les filles dans le choix de la carrière.	0,67	
11. Les filles travaillent moins que les garçons dans les classes de mathématiques.	0,67	
12. Les garçons reçoivent plus d'encouragements pour réussir en mathématiques que les filles.	0,40	
13. Les filles font plus attention que les garçons quand elles font des mathématiques.		0,71
14. Les garçons, plus que les filles, aiment les problèmes mathématiques qui présentent un défi.	0,57	
15. Les garçons aiment mieux les mathématiques que les filles.	0,78	
16. Plus de filles que de garçons croient qu'elles sont bonnes en mathématiques.		0,59
17. Plus de garçons que de filles disent que l'examen de mathématiques était trop difficile quand ils ne le réussissent pas bien.		0,60

	Composantes*	
	Domaine masculin	Domaine féminin
18. Les filles ont plus de facilités naturelles que les garçons en mathématiques.		0,74
19. Les mathématiques sont mieux comprises par les garçons que par les filles.	0,82	
20. Les étudiants les plus faibles en mathématiques sont plus souvent des garçons que des filles.		0,69
21. Les exercices de mathématiques réalisés en classe conviennent plus aux garçons qu'aux filles.	0,71	
22. Les filles sont moins intéressées par les mathématiques que les garçons.	0,73	
23. Les carrières relatives au domaine des mathématiques conviennent plus aux filles qu'aux garçons en général.		0,49
24. Les garçons ont plus de difficulté à expliquer des réponses en mathématiques que les filles.		0,61
25. Les filles ont plus tendance que les garçons à dire que les mathématiques sont leur matière préférée.		0,70
26. Les mathématiques sont plus faciles pour les garçons que pour les filles.	0,80	
27. Parmi les enfants populaires qui sont bons en mathématiques, il y a plus de garçons que de filles.	0,68	
28. Les filles sont plus soucieuses que les garçons de réussir en mathématiques.		0,66
29. Les filles reçoivent plus d'encouragements pour réussir en mathématiques que les garçons.		0,42
30. Les parents croient que les mathématiques sont plus importantes pour leurs filles que pour leurs fils.		0,41
31. Dans une classe de mathématiques avec des garçons et des filles, les filles ont plus tendance à s'exprimer que les garçons.		0,54
32. Il est plus acceptable pour un homme que pour une femme d'être bon en mathématiques.	0,67	

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

Méthode de rotation : Oblimin avec normalisation de Kaiser.

a. La rotation a convergé en 7 itérations.

* Les coefficients de saturation qui sont dans le domaine (masculin ou féminin) attendu sont en gras.

Tableau 6
Matrice des composantes après rotation^a pour les items relatifs au français

	Composantes*	
	Domaine masculin	Domaine féminin
1. Les garçons sont plus souvent distraits de leur travail que les filles dans les classes de français.		0,54
2. Les filles ont plus besoin du français que les garçons quand elles quittent l'école.	0,43	0,41
3. Les garçons sont plus intelligents que les filles en français.	0,68	
4. Plus de filles que de garçons ont du plaisir à faire du français.		0,57
5. Plus de garçons que de filles ont besoin du français quand ils quittent l'école.	0,53	
6. Les garçons sont plus déterminés que les filles à réussir en français.	0,70	
7. Plus de garçons que de filles veulent réussir en français pour faire plaisir à leurs parents.	0,55	
8. Les garçons abandonnent plus vite que les filles face à un exercice de français.		0,70
9. Plus de garçons que de filles sont soucieux de réussir en français.	0,59	
10. L'apprentissage du français est plus important pour les garçons que pour les filles dans le choix de la carrière.	0,66	
11. Les filles travaillent moins que les garçons dans les classes de français.	0,61	
12. Les garçons reçoivent plus d'encouragements pour réussir en français que les filles.	0,41	0,44
13. Les filles font plus attention que les garçons quand elles font du français.		0,68
14. Les garçons, plus que les filles, aiment les exercices de français qui présentent un défi.	0,50	
15. Les garçons aiment mieux le français que les filles.	0,73	
16. Plus de filles que de garçons croient qu'elles sont bonnes en français.		0,62
17. Plus de garçons que de filles disent que l'examen de français était trop difficile quand ils ne le réussissent pas bien.		0,61
18. Les filles ont plus de facilités naturelles que les garçons en français.		0,74
19. Le français est mieux compris par les garçons que par les filles.	0,74	
20. Les étudiants les plus faibles en français sont plus souvent des garçons que des filles.		0,75
21. Les exercices de français réalisés en classe conviennent plus aux garçons qu'aux filles.	0,62	
22. Les filles sont moins intéressées par le français que les garçons.	0,64	

	Composantes*	
	Domaine masculin	Domaine féminin
23. Les carrières relatives au domaine du français conviennent plus aux filles qu'aux garçons en général.		0,57
24. Les garçons ont plus de difficulté à expliquer des réponses en français que les filles.		0,71
25. Les filles ont plus tendance que les garçons à dire que le français est leur matière préférée.		0,60
26. Le français est plus facile pour les garçons que pour les filles.	0,76	
27. Parmi les enfants populaires qui sont bons en français, il y a plus de garçons que de filles.	0,66	
28. Les filles sont plus soucieuses que les garçons de réussir en français.		0,64
29. Les filles reçoivent plus d'encouragements pour réussir en français que les garçons.	0,41	0,41
30. Les parents croient que le français est plus important pour leurs filles que pour leurs fils.		0,40
31. Dans une classe de français avec des garçons et des filles, les filles ont plus tendance à s'exprimer que les garçons.		0,53
32. Il est plus acceptable pour un homme que pour une femme d'être bon en français.	0,56	

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

Méthode de rotation : Oblimin avec normalisation de Kaiser.

a. La rotation a convergé en 5 itérations.

* Les coefficients de saturation qui sont dans le domaine (masculin ou féminin) attendu sont en gras.

Étape 2 : *Analyse factorielle exploratoire unique incluant les items de mathématiques et de français*

Afin d'examiner si les items relatifs aux mathématiques et au français formaient des facteurs distincts, nous avons ensuite mené une analyse en composantes principales avec rotations Oblimin des facteurs, mais qui incluait tous les items de l'étude. Pour cette analyse, nous avons fixé à quatre le nombre de facteurs à extraire, correspondant aux quatre sous-échelles. Le résultat de cette analyse révèle que les quatre facteurs extraits correspondent aux quatre sous-échelles. Les facteurs extraits présentent des valeurs propres qui varient entre 2,68 et 16,50 et qui expliquent entre 4,19% et 25,77% de la variance. La matrice des coefficients de saturation indique que tous les items produisent

un coefficient de saturation supérieur à 0,40 dans le facteur attendu et que seuls quelques items (les mêmes que pour les analyses précédentes) saturent dans deux facteurs extraits.

Étape 3 : *Analyse factorielle confirmatoire*

Finalement, nous avons mené une analyse factorielle confirmatoire à l'aide du logiciel Amos Version 7.0 (Arbuckle, 2006). Sur la base des résultats issus des analyses factorielles exploratoires, l'analyse confirmatoire a été menée à l'aide des 60 items qui ont produit un coefficient de saturation supérieur à 0,40 uniquement dans le facteur attendu. Afin d'évaluer si une structure à quatre facteurs correspondait adéquatement aux données, un modèle à quatre facteurs covariés, représentant les sous-échelles masculines et féminines, a été évalué. Tel que suggéré (Hoyle, 1995; Hu & Bentler, 1999), plusieurs indices d'adéquation ont été considérés, tels le chi-carré (χ^2) et son ratio avec le nombre de degrés de liberté (χ^2/dl), le *Comparative Fit Index* (CFI) (Bentler, 1990) et le *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) (Steiger, 1990).

Un test chi-carré non significatif révèle un modèle adéquat. Cependant, le test chi-carré est fortement sensible à la taille de l'échantillon si bien que d'autres indicateurs sont généralement examinés lors de l'estimation d'un modèle (Bollen, 1990). Ainsi, les auteurs suggèrent qu'un ratio χ^2/dl inférieur à 3 et que des valeurs de CFI supérieures à 0,90 révèlent un modèle adéquat (Bentler, 1990; Bollen, 1990; Kline, 1998, 2005). Des valeurs de RMSEA inférieures à 0,05 indiquent, quant à elles, que le modèle proposé est excellent alors que des valeurs entre 0,05 et 0,08 signifient un ajustement acceptable du modèle aux données (Browne & Cudeck, 1993). Si le modèle proposé n'atteint pas les normes d'adéquation suggérées, des indices de modification décrits par Jöreskog et Sörbom (1984) sont fournis. La décision d'inclure des modifications au modèle doit cependant être effectuée avec précaution et prendre appui sur des fondements théoriques (Silvia & MacCallum, 1988).

Les résultats du modèle initial n'ont pas permis de conclure qu'il représentait adéquatement les données, puisque les indices d'adéquation n'atteignaient pas les normes fixées ($\chi^2(1703) = 5507,52, p < 0,001; \chi^2/dl = 3,25; CFI = 0,84; RMSEA = 0,10$). Conséquemment, des indices de modification ont été suggérés, dont le fait d'ajouter des termes de covariance entre le terme d'erreur de certains items. Ces modifications apparaissaient théoriquement fondées, puisque les échelles de mathématiques et de français sont constituées d'items similaires et que les items d'une même sous-échelle

mesurent un même concept. L'ajout de 11 termes de covariance entre les termes d'erreurs de ces items a révélé que le modèle suggéré à quatre facteurs procurait des indices d'ajustement aux données satisfaisants ($\chi^2(1693) = 4862,88, p < 0,001; \chi^2/dl = 2,87; CFI = 0,90; RMSEA = 0,04$). Ces modifications ont également procuré une amélioration significative du modèle initial ($\Delta\chi^2(10) = 644,64; p < 0,001$). Tous les coefficients du modèle se sont révélés significatifs ($p < 0,001$).

Afin de déterminer si l'addition de ces paramètres pourrait biaiser l'interprétation initiale du modèle, nous avons suivi l'approche de Vallerand, Blais, Brière et Pelletier (1989). Cette approche consiste à calculer la corrélation entre les estimés des paramètres du modèle initial et ceux du modèle final (voir aussi Newcomb & Bentler, 1986). La corrélation entre les estimés des paramètres pour les facteurs était de 0,99 et la corrélation entre les estimés des paramètres pour les saturations était également de 0,99. À l'instar de Vallerand et al. (1989), nous pouvons conclure que le modèle final n'était pas biaisé par les modifications apportées au modèle initial. Dans l'ensemble, il apparaît donc que le modèle à quatre facteurs corrélés, correspondant aux échelles féminines et masculines distinctes pour les mathématiques et le français, s'harmonise adéquatement aux données. Le modèle final est présenté à la figure 1.

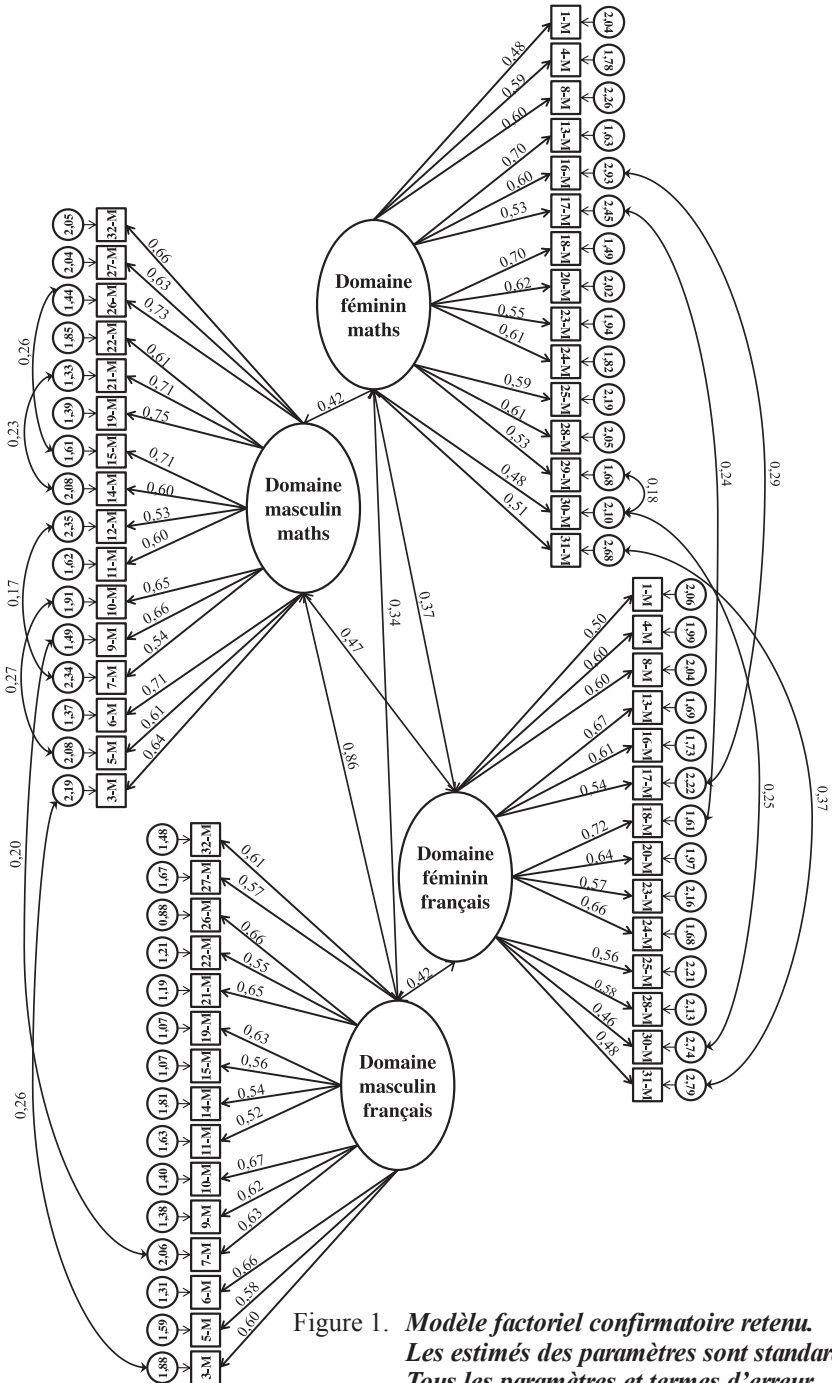


Figure 1. *Modèle factoriel confirmatoire retenu. Les estimés des paramètres sont standardisés. Tous les paramètres et termes d'erreur sont significatifs à $p < 0,001$.*

Discussion de l'Étude 2

Les résultats de cette seconde étude révèlent que la consistance interne des sous-échelles est excellente. En effet, les coefficients alpha calculés pour l'ensemble de l'échantillon de cette étude se sont avérés très élevés avec des valeurs entre 0,89 et 0,92. Qui plus est, les coefficients alpha calculés pour les sous-échantillons constitués selon le sexe et le niveau scolaire des élèves indiquent que la consistance interne est demeurée relativement stable pour les garçons et les filles de sixième année du primaire, de deuxième ou de quatrième secondaire.

De plus, tel qu'observé dans l'étude de Leder et Forgasz (2002), il apparaît que les sous-échelles masculines et féminines, en français comme en mathématiques, sont positivement corrélées. À première vue, ces résultats peuvent paraître surprenants, puisque les sous-échelles féminines et masculines sont conceptuellement aux antipodes. Bien que nous n'ayons pas empiriquement évalué cette hypothèse, ces résultats pourraient refléter un biais de réponse des participants, qui sont susceptibles de présenter des patrons de réponses (Schneider, 2004). Les corrélations positives observées pourraient donc provenir du fait que les individus qui tendent à employer l'une des extrémités de l'échelle de réponse proposée pour l'une des sous-échelles, tendent également à utiliser cette même extrémité pour les autres sous-échelles.

En dépit d'une analyse empirique de cet aspect, il est également possible que les corrélations positives observées entre les sous-échelles de mathématiques et de français reflètent un biais pro-genre des participants. En outre, à la lumière des données descriptives issues de la mesure soustractive, on peut poser l'hypothèse que les élèves entretiennent des stéréotypes pro-féminins en mathématiques comme en français. Considérant que ces stéréotypes concernent les deux matières de base du système scolaire, ces résultats pourraient donc refléter un stéréotype de genre plus général stipulant que l'école convient mieux aux filles qu'aux garçons. Ce phénomène va d'ailleurs dans le sens de ce qu'il est convenu d'appeler « la crise des garçons » (*i.e. boys' crisis*) (Froese-Germain, 2006; Weaver-Hightower, 2003). En effet, de plus en plus de données suggèrent que les garçons qui sous-performent par rapport aux filles, sont moins représentés que les filles aux études de premier cycle universitaire et sont plus nombreux que les filles à abandonner l'école avant l'obtention d'un diplôme d'études secondaires (Organisation de coopération et de développement économique, 2008). Des études ultérieures devront donc mesurer les croyances stéréotypées des élèves à l'égard de l'école

en général. Cela étant, le fait que les stéréotypes entretenus en faveur des filles en français soient nettement plus prononcés que ceux qui les avantagent en mathématiques suggère que ces croyances sont spécifiques à la matière (pour une analyse plus détaillée, voir Plante et al., 2009). Le résultat d'une analyse factorielle confirmatoire, soutenant la présence de sous-échelles distinctes en mathématiques et en français, supporte également l'idée que les élèves entretiennent des stéréotypes ciblés à l'égard des différentes matières scolaires.

Finalement, en mathématiques comme en français, les résultats d'analyses factorielles exploratoires ont révélé que la structure factorielle à deux facteurs regroupait les items des sous-échelles masculine et féminine. Ces résultats corroborent ceux obtenus par Leder et Forgasz (2002) et fournissent ainsi une indication des qualités psychométriques des instruments élaborés. Les résultats de l'analyse factorielle incluant les items relatifs aux deux matières ont révélé que les items de mathématiques et de français formaient des facteurs différents. De surcroît, une analyse factorielle confirmatoire a montré qu'un modèle à quatre facteurs corrélés, représentant les quatre sous-échelles, reflétait adéquatement les données.

Discussion générale

Les deux études réalisées avaient pour but d'évaluer les qualités psychométriques de deux instruments qui évaluent les stéréotypes de genre en mathématiques, d'une part, et en français, d'autre part. En somme, nos résultats révèlent que les sous-échelles proposées présentent de bons indices de fidélité et de bons éléments de preuve de validité (factorielle et concomitante). En effet, la consistance interne des sous-échelles s'est montrée élevée dans les deux études. Les instruments adaptés révèlent également une bonne validité concomitante. Finalement, les analyses factorielles exploratoires et confirmatoire suggèrent que les sous-échelles masculines et féminines, en mathématiques et en français, constituent des concepts distincts.

Deux raisons principales donnent à penser que la mesure des stéréotypes proposée, issue d'une soustraction entre la sous-échelle masculine et celle féminine, procure un portrait plus juste des stéréotypes que l'emploi d'une mesure traditionnelle qui évalue exclusivement des stéréotypes en faveur d'un sexe. D'une part, comme dans l'étude de Leder et Forgasz (2002), nous avons observé que les scores obtenus pour les sous-échelles féminines et masculines sont supérieurs à un (la borne inférieure de l'échelle de réponse proposée). Bien que notre étude n'ait pas permis de vérifier empiriquement cette

hypothèse, il est possible que ces résultats reflètent un biais de réponse qui amène les participants à montrer un certain degré d'accord avec chacun des items qui leur sont présentés (Schneider, 2004). Les fortes corrélations positives observées entre les scores obtenus aux sous-échelles masculines et féminines dans les deux matières vont d'ailleurs dans le sens de cette hypothèse. Cela étant, on peut croire que la mesure soustractive des stéréotypes employée est à même de contourner ce biais, susceptible de se produire tant sur les sous-échelles masculines que féminines.

D'autre part, contrairement à une mesure traditionnelle des stéréotypes de genre, la mesure soustractive utilisée permet de capter des stéréotypes en faveur d'un sexe comme de l'autre. Dans le contexte des mathématiques particulièrement, une mesure traditionnelle des stéréotypes n'aurait pas permis d'évaluer la prégnance de stéréotypes en faveur des filles en mathématiques. De surcroît, l'emploi exclusif de la sous-échelle masculine aurait mené à conclure que les élèves entretiennent des stéréotypes qui avantagent les garçons en mathématiques. Pourtant, les scores de stéréotypes obtenus à l'aide de la mesure soustractive proposée se sont révélés négatifs, suggérant plutôt que les participants perçoivent actuellement le français et les mathématiques comme des domaines plus féminins que masculins. Ces résultats corroborent d'ailleurs ceux d'études menées aux États-Unis (Rowley et al., 2007) et en France (Martinot & Désert, 2007), qui ont montré que les élèves étaient d'avis que les filles possèdent de meilleures capacités mathématiques que les garçons.

En dépit des qualités psychométriques des instruments de mesure évalués, notre étude comporte certaines limites qu'il convient ici de souligner. Notons d'abord l'absence de mesures subséquentes des sous-échelles, limitant ainsi la possibilité d'examiner leur fidélité test-retest. La validité prédictive des instruments, en lien avec divers indicateurs comme le rendement scolaire ou le choix de carrière, reste également un élément à clarifier. De plus, nos instruments permettent une mesure de l'adhésion aux stéréotypes, susceptible de différer de la conscience des stéréotypes (Martinot & Désert, 2007). En effet, certains auteurs (Bonnot & Croizet, 2007; Martinot & Désert, 2007) distinguent la notion d'adhésion aux stéréotypes (*stereotype endorsement*), qui fait référence à la croyance personnelle relative au contenu des stéréotypes, de la conscience des stéréotypes (*stereotype consciousness*), qui réfère à la connaissance que des stéréotypes sont socialement transmis et entretenus par les gens. Des instruments de mesure de la conscience aux stéréotypes de genre en mathématiques et en français, qui respectent les normes de validation

établies, restent à élaborer. Mieux comprendre les sources susceptibles d'expliquer les divergences entre la conscience des stéréotypes et l'adhésion à ces croyances serait également une avenue de recherche pertinente.

Conclusion

Les instruments plus conventionnels des stéréotypes de genre, qui évaluent exclusivement des stéréotypes en faveur du sexe traditionnellement associé à une discipline, comme les garçons avec les mathématiques et les filles avec la langue d'enseignement, apparaissent limités. Les questionnaires que nous avons adaptés offrent une alternative à ces instruments conventionnels puisqu'ils évaluent les stéréotypes de genre en faveur des garçons comme des filles. De surcroît, les sous-échelles proposées mesurent les stéréotypes de genre en français et en mathématiques, les deux matières de base du système scolaire, et sont parmi les premières à être destinées à des élèves francophones.

Les résultats de nos deux études indiquent que les instruments adaptés offrent une consistance interne élevée ainsi qu'une bonne validité concomitante. De plus, les analyses factorielles exploratoires ont révélé une structure reflétant les sous-échelles adaptées alors qu'une analyse factorielle confirmatoire a montré qu'un modèle reflétant les quatre sous-échelles procurait de bons indices d'ajustement aux données. Les questionnaires proposés semblent donc présenter des qualités psychométriques satisfaisantes, qui justifient leur emploi pour des études ultérieures dans le domaine.

RÉFÉRENCES

- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Cambridge, MA: Addison-Wesley.
- Arbuckle, J. L. (2006). *Amos 7.0 User's guide*. Pennsylvania, PA: SPSS.
- Aronson, J. M., & Steele, C. M. (2005). *Stereotypes and the fragility of academic competence, motivation, and self-concept*. New York, NY: Guilford.
- Auster, C. J., & Ohm, S. C. (2000). Masculinity and femininity in contemporary American society: A reevaluation using the Bem Sex-Role Inventory. *Sex Roles, 43*(7-8), 499-528.
- Bentler, P. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238-246.
- Blanton, H., Christie, C., & Dye, M. (2002). Social identity versus reference frame comparisons: The moderating role of stereotype endorsement. *Journal of Experimental Social Psychology, 38*(3), 253-267.
- Bollen, K. A. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin, 107*(2), 256-259.
- Bonnot, V., & Croizet, J.-C. (2007). Stereotype internalization and women's math performance: The role of interference in working memory. *Journal of Experimental Social Psychology, 43*(6), 857-866.
- Browne, M. W., & Cudeck, 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.
- Chatard, A. (2004). La construction sociale du genre. *Diversité, 138*, 23-30.
- Dambrun, M., & Guimond, S. (2004). Implicit and explicit measures of prejudice and stereotyping: Do they assess the same underlying knowledge structure? *European Journal of Social Psychology, 34*(6), 663-676.
- Diekmann, A. B., & Eagly, A. H. (2000). Stereotypes as dynamic constructs: Women and men of the past, present, and future. *Personality and Social Psychology Bulletin, 26*(10), 1171-1188.
- Eccles, J. S. (1987). Gender roles and women's achievement-related decisions. *Psychology of Women Quarterly, 11*(2), 135-171.
- Eccles, J. S., Adler, T. F., & Meece, J. L. (1984). Sex differences in achievement: A test of alternate theories. *Journal of Personality and Social Psychology, 46*(1), 26-43.
- Fennema, E., & Sherman, J. A. (1976). Fennema - Sherman Mathematics Attitude Scales: Instruments designed to measure attitudes towards the learning of mathematics by females and males. *Journal for Research in Mathematical Education, 7*(5), 324-326.
- Fennema, E., & Sherman, J. (1977). Sex-related differences in mathematics achievement, spatial visualization and affective factors. *American Educational Research Journal, 14*(1), 51-71.
- Field, A. (2005). *Discovering statistics using SPSS* (2^e éd.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Fiske, S. T., & Taylor, S. E. (1991). *Social cognition*. New York, NY: McGraw Hill.
- Forgasz, H. J., Leder, G. C., & Gardner, P. L. (1999). The Fennema-Sherman Mathematics as a Male Domain Scale reexamined. *Journal for Research in Mathematics Education, 30*(3), 342-348.

- Froese-Germain, B. (2006). Educating boys: Tempering rhetoric with research. *McGill Journal of Education*, 41(2), 145-154.
- Guimond, S., & Roussel, L. (2001). Bragging about one's school grades: Gender stereotyping and students' perception of their abilities in science, mathematics, and language. *Social Psychology of Education*, 4(3-4), 275-293.
- Halpern, D. F., Benbow, C. P., Geary, D. C., Gur, R. C., Hyde, J. S., & Gernsbache, M. A. (2007). The science of sex differences in science and mathematics. *Psychological Science in the Public Interest*, 8(1), 1-51.
- Hoyle, R. H. (1995). *Structural equation modeling*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- 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, Liège.
- Huart, T. (2006). Développement et validation d'un questionnaire multicomponentiel de la motivation scolaire. *Mesure et évaluation en éducation*, 29(2), 63-97.
- Hyde, J. S., Fennema, E., Ryan, M., Frost, L. A., & Hopp, C. (1990). Gender comparisons of mathematics attitudes and affect: A meta-analysis. *Psychology of Women Quarterly*, 14(3), 299-324.
- Jacobs, J. E., & Eccles, J. S. (1992). The impact of mothers' gender-role stereotypic beliefs on mothers' and children's ability perceptions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(6), 932-944.
- Jacobs, J. E., Lanza, S., Osgood, D., Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Changes in children's self-competence and values: Gender and domain differences across grades one through twelve. *Child Development*, 73(2), 509-527.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1984). *LISREL-VI user's guide* (3^e éd.). Mooresville, IN: Scientific Software.
- Kline, P. (1999). *The handbook of psychological testing* (2^e éd.). London, UK: Routledge.
- Kline, R. B. (1998). *Methodology in the social sciences: Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2^e éd.). New York, NY: Guilford.
- Laurier, M. D. (2005). *Les principes de la mesure et de l'évaluation des apprentissages*. Montréal, QC: Gaëtan Morin Éditeur.
- Leder, G. C. (1992). *Mathematics and gender: Changing perspectives*. New York, NY: Macmillan.
- Leder, G. C., & Forgasz, H. (2002). *Two new instruments to probe attitudes* (ERIC Document No. ED463312).
- Leyens, J.-P., Yzerbyt, V. Y., & Schadron, G. (1992). The social judgeability approach to stereotypes. In W. Stroebe & M. Hewstone (éds), *European Review of Social Psychology* (Vol. 3, pp. 91-120). Oxford, UK: John Wiley & Sons.
- Lips, H. M. (2005). *Sex & gender: An introduction* (5^e éd.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Lyons, A., & Kashima, Y. (2001). The reproduction of culture: Communication processes tend to maintain cultural stereotypes. *Social Cognition*, 19(3), 372-394.

- Martinot, D., & Désert, M. (2007). Awareness of a gender stereotype, personal beliefs and self-perceptions regarding math ability: When boys do not surpass girls. *Social Psychology of Education, 10*(4), 455-471.
- McGarty, C. (1999). *Categorization in social psychology*. London, UK: Sage Publications.
- McGarty, C., Yzerbyt, V. Y., & Spears, R. (2002). *Stereotypes as explanations: The formation of meaningful beliefs about social groups*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport (2006). *Indices de défavorisation*. Consulté le 23 juin 2007 à partir de [http://www.mels.gouv.qc.ca/Stat/Indice_defav/index_ind_def.htm].
- Newcomb, M. D., & Bentler, P. M. (1986). Loneliness and social support: A confirmatory hierarchical analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin, 12*(4), 520-535.
- Nguyen, H.-H. D., & Ryan, A. M. (2008). Does stereotype threat affect test performance of minorities and women? A meta-analysis of experimental evidence. *Journal of Applied Psychology, 93*(6), 1314-1334.
- Nunnally, J. C. (éd.) (1978). *Psychometric theory* (2^e éd.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Organisation de coopération et de développement économique (2008). *Regards sur l'Éducation : les Indicateurs de l'OCDE 2008*. Consulté le 12 avril 2009 à partir de [<http://www.oecd.org/dataoecd/23/24/41284079.pdf>].
- Plante, I., Théorêt, M., & Favreau, O. E. (2009). Student gender stereotypes: Contrasting the perceived maleness and femaleness of mathematics and language. *Educational Psychology, 29*(4), 385-405.
- Rowley, S. J., Kurtz-Costes, B., Mistry, R., & Feagans, L. (2007). Social status as a predictor of race and gender stereotypes in late childhood and early adolescence. *Social Development, 16*(1), 150-168.
- Schmader, T., Johns, M., & Barquissau, M. (2004). The costs of accepting gender differences: The role of stereotype endorsement in women's experience in the math domain. *Sex Roles, 50*(11-12), 835-850.
- Schneider, D. J. (2004). *The psychology of stereotyping*. New York, NY: Guilford Press.
- Silvia, E., & MacCallum, R. C. (1988). Some factors affecting the success of specification searches in covariance structure modeling. *Multivariate Behavioral Research, 23*(3), 297-326.
- Steele, C. M., & Aronson, J. M. (1995). Stereotype threat and the intellectual test performance of African-Americans. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*(5), 797-811.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research, 25*(2), 173-180.
- Stevens, J. P. (1992). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (2^e éd.). New York, NY: Academic Press.
- Stipek, D. J., & Gralinski, J. H. (1991). Gender differences in children's achievement-related beliefs and emotional responses to success and failure in mathematics. *Journal of Educational Psychology, 83*(3), 361-371.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5^e éd.). Boston, MA: Allyn & Bacon/Pearson Education.

- Tajfel, H. (1981). *Human group and social categories*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Twenge, J. M. (1997). Changes in masculine and feminine traits over time: A meta-analysis. *Sex Roles, 36*(5-6), 305-325.
- Vallerand, R. J., Blais, M. R., Brière, N. M., & Pelletier, L. G. (1989). Construction et validation de l'échelle de motivation en éducation (EME). *Revue canadienne des sciences du comportement, 21*(3), 323-349.
- Van der Maren, J.-M. (1995). *Méthodes de recherche pour l'éducation*. Montréal, QC: Les Presses de l'Université de Montréal.
- Weaver-Hightower, M. (2003). The "boy turn" in research on gender and education. *Review on Educational Research, 73*(4), 471-498.

Date de réception : 24 juin 2009

Date de réception de la version finale : 27 mai 2010

Date d'acceptation : 20 juin 2010