

Université de Montréal

Étude des écarts d'anxiété mathématique selon le genre et des facteurs ayant le potentiel de les réduire, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012

Par

Patricia Vohl

Département d'administration et fondements de l'éducation, Faculté des sciences de l'éducation

Thèse présentée en vue de l'obtention du grade de Ph.D.

en sciences de l'éducation, option mesure et évaluation

Avril 2023

© Patricia Vohl, 2023

Université de Montréal

Département d'administration et fondements de l'éducation, Faculté des sciences de
l'éducation

Cette thèse intitulée

Étude des écarts d'anxiété mathématique selon le genre et des facteurs ayant le potentiel de les réduire, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de
2012

Présenté par

Patricia Vohl

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes

Christophe Chénier

Président-rapporteur

Nathalie Loye

Directrice de recherche

Sarah Dufour

Membre du jury

Jean-Louis Berger

Examineur externe

Cecilia Borges

Représentante de la doyenne

Résumé

Les performances en mathématiques sont associées à de nombreux enjeux dans notre société, des enjeux de nature individuelle et des enjeux de nature sociétale. Malgré le fait que les élèves québécois réussissent très bien sur la scène internationale en mathématiques, dans le cadre des évaluations à grande échelle en éducation, les analyses selon le genre, elles, font état d'écarts préoccupants. En effet, à plusieurs des cycles de ces grandes enquêtes, les filles ont obtenu des résultats statistiquement inférieurs à ceux des garçons.

L'anxiété mathématique, pourrait expliquer, à tout le moins en partie, les écarts de performances observés entre les filles et les garçons (Stoet et al., 2016). En effet, les recherches menées sur le sujet depuis les années 70 révèlent que, de manière générale, chez les adolescents et les adultes, les filles ont tendance à se dire davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons (p.ex. Else-Quest et al., 2010; Hyde et al., 1990; Stoet et al. 2016). Également, dans ces mêmes groupes d'âge, une corrélation linéaire négative est observée entre le niveau d'anxiété mathématique des individus et leurs performances en mathématiques (p.ex. Barroso et al., 2021; Hembree, 1990; Ma, 1999; Zhang et al., 2019).

En 2003 et en 2012, le PISA s'est intéressé à l'anxiété mathématique. En effet, comme les mathématiques ont constitué le domaine majeur d'évaluation lors de ces deux enquêtes, l'anxiété mathématique a été documentée, à ces occasions, au même titre que bon nombre d'autres facteurs non-cognitifs liés aux performances dans le domaine. Le portrait canadien, issu du PISA de 2003 et de 2012, supporte et renforce l'idée selon laquelle l'anxiété mathématique pourrait contribuer aux écarts de performance observés entre les garçons et les filles, en mathématiques, au Québec.

Devant l'absence de portrait québécois en regard du phénomène, et souhaitant, à terme, fournir des leviers en vue de réduire les écarts de performances observés entre les filles et les garçons québécois, nous énonçons l'objectif général de recherche comme suit : quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques et ensuite, identifier des facteurs ayant le

potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012.

Afin de répondre à cet objectif général de recherche, nous définissons trois objectifs spécifiques de recherche. Chacun d'eux est traité dans un des trois articles de cette thèse par articles. Le premier objectif spécifique de notre recherche vise à identifier les considérations méthodologiques inhérentes aux données issues du PISA et à proposer des techniques d'analyse qui permettent de les traiter, adéquatement. Cet objectif spécifique est traité dans le premier article, un article de nature méthodologique.

Le deuxième objectif spécifique de notre recherche vise à quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012, et à étudier le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves. Cet objectif spécifique est traité dans le second article de la thèse, un article de nature empirique, qui prend appui sur les fondements méthodologiques proposés dans l'article 1.

Le troisième objectif spécifique de notre recherche vise à identifier des facteurs qui permettent d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones du Québec et qui ont le potentiel de guider, à terme, la mise en œuvre d'interventions visant à réduire les écarts observés. Répondre à cet objectif spécifique fait l'objet du troisième article de la thèse. Cet article prend également appui sur les fondements méthodologiques exposés dans l'article 1.

Des résultats issus de l'article 2, il ressort que : 1) en moyenne, les filles francophones de 15 ans du Québec font état d'un niveau d'anxiété mathématique statistiquement plus élevé que les garçons et 2) le lien entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques est un lien négatif et équivalent entre les garçons et les filles francophones du Québec. Des résultats issus de l'article 3, il ressort que les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 pourraient s'expliquer par : 1) un concept de soi en mathématiques plus faible chez les filles et 2) un lien direct

genre/anxiété mathématique. Des implications scientifiques et pratiques de ces résultats découlent des recommandations en vue de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons francophones du Québec, de même que des avenues de recherche à explorer dans le futur. Ces recommandations et avenues de recherches sont présentées au terme de la thèse.

Mots-clés : anxiété mathématique; performances en mathématiques; écarts d'anxiété mathématique selon le genre; concept de soi en mathématiques; évaluations à grande échelle en éducation; PISA; plans d'échantillonnage complexes; valeurs plausibles; Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun

Abstract

Performance in mathematics is linked to a number of issues in our society, both individual and societal. Even though Quebec students are doing very well internationally in mathematics, in large-scale educational assessments, gender-based analyses reveal disturbing gaps. Over the course of several cycles of these large-scale surveys, girls achieved statistically lower results than boys.

Mathematics anxiety could at least partially explain the performance gaps observed between girls and boys (Stoet et al., 2016). Indeed, research conducted since the 1970s has shown that, in general, in adolescents and adults, girls tend to report greater anxiety about mathematics than boys (e.g. Else-Quest et al., 2010; Hyde et al., 1990; Stoet et al. 2016). Furthermore, in these same age groups, there is a negative linear correlation between individuals' level of anxiety in mathematics and their performance in mathematics (e.g. Hembree, 1990; Ma, 1999; Zhang et al., 2019).

In 2003 and 2012, PISA turned its attention to mathematics anxiety. Indeed, since mathematics was the main domain of assessment in both surveys, mathematical anxiety was documented on these occasions, along with many other non-cognitive factors related to performance in the domain. The Canadian portrait, from both the 2003 and 2012 PISA surveys, supports and reinforces the idea that mathematics anxiety could explain, at least in part, the observed performance gaps between boys and girls in mathematics in Quebec.

Given the absence of a Quebec portrait of the phenomenon, and wishing, in the long run, to provide levers for reducing the observed performance gaps between Quebec girls and boys, we state the general research objectives as follows: 1) quantify the gaps between girls and boys with respect to mathematics anxiety, 2) study the link between mathematics anxiety and mathematical performance, and finally 3) identify factors that may reduce the gaps observed in mathematical anxiety among 15-year-old French-speaking students in Québec, based on a secondary analysis of the 2003 and 2012 PISA data.

In order to meet this overall research objective, three specific research objectives are identified. Each of these is discussed in one of the three articles of the present thesis per article. The first specific objective of our research is to identify the methodological considerations inherent to the PISA data and to propose analytical techniques that will allow us to adequately address them. This specific objective is discussed in the first article, a methodology article.

The second specific objective of our research is to quantify the differences in mathematical anxiety between 15-year-old French-speaking boys and girls in Quebec, based on a secondary analysis of the 2003 and 2012 PISA data, and to investigate the negative relation between mathematical anxiety and mathematical performance in these same students. This specific objective is discussed in the second article of the thesis, an empirical article, which is based on the methodological bases proposed in Article 1.

The third specific objective of our research is to identify factors that contribute to explaining the differences observed in mathematical anxiety between French-speaking boys and girls in Quebec and have the potential to guide, over the long run, the implementation of interventions aimed at reducing the observed gaps. The third paper in the thesis focuses on this specific objective. This article is also based on the methodological bases set out in Article 1.

The results of Article 2 show that: 1) on average, French-speaking 15-year-old girls in Quebec report a statistically higher level of mathematical anxiety than boys and 2) the relationship between mathematical anxiety and mathematical performance is negative and equivalent between French-speaking boys and girls in Quebec. From the results of Article 3, it appears that the differences in mathematical anxiety observed between Quebec French-speaking girls and boys who participated in PISA 2003 and 2012 can be explained by: 1) a lower perception of mathematical competence among girls and 2) a direct gender/mathematical anxiety link. The scientific and practical implications of these results lead to recommendations to reduce the differences observed in mathematical anxiety among French-speaking girls and boys in Quebec, as well as lines of future research. These recommendations and lines of research are presented at the end of the thesis.

Keywords: mathematics anxiety; mathematics performance; gender differences in mathematics anxiety; self-concept in mathematics; large-scale educational assessments; PISA; complex sampling designs; plausible values; Pekrun's Control and Value Model

Table des matières

Résumé.....	3
Abstract.....	6
Table des matières.....	9
Liste des tableaux.....	15
Liste des figures.....	19
Remerciements.....	21
Introduction.....	23
1 Chapitre 1 – La problématique.....	26
1.1 Les enjeux individuels et sociétaux liés aux bonnes performances en mathématiques	27
1.2 Performances en mathématiques des élèves québécois observées dans le cadre du <i>TIMSS</i> et du <i>PISA</i>	29
1.2.1 Performances en mathématiques des élèves québécois observées dans le cadre du <i>TIMSS</i>	29
1.2.2 Performances en mathématiques des élèves québécois observées dans le cadre du <i>PISA</i>	31
1.3 Anxiété mathématique	38
1.3.1 Portrait de l’anxiété mathématique des élèves canadiens de 15 ans ayant participé au <i>PISA</i> de 2003 et de 2012	40
1.3.2 Liens entre l’anxiété mathématique et les performances en mathématiques des élèves canadiens ayant participé au <i>PISA</i> de 2003 et de 2012.....	41
1.4 Objectif général de l’étude.....	42
2 Chapitre 2 – Le cadre théorique.....	47

2.1	Historique de la recherche sur l'anxiété mathématique	47
2.2	Écarts d'anxiété mathématique selon le genre et lien anxiété mathématique/performances selon le genre	52
2.3	Trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques	54
2.3.1	Hypothèse de l'interférence	54
2.3.1.1	Mémoire de travail	55
2.3.1.2	Évitement	58
2.3.2	Hypothèse d'un déficit dans les habiletés de base en mathématiques	60
2.3.3	Hypothèse de l'interprétation.....	64
2.3.3.1	Définitions des perceptions au cœur de l'hypothèse de l'interprétation	65
2.3.3.2	Les résultats empiriques qui soutiennent l'hypothèse de l'interprétation	69
2.4	Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006)	71
2.4.1	Piste principale pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique selon le genre, selon le Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006)	74
2.4.2	Autres pistes pour expliquer la disparité d'anxiété mathématique selon le genre	77
2.5	Objectifs spécifiques de l'étude	79
2.6	Présentation des trois articles de la thèse	80
3	Chapitre 3 – Le premier article de la thèse	82
3.1	Introduction.....	83
3.2	Plans d'échantillonnage complexes	84
3.2.1	Conséquences des plans d'échantillonnage complexes	89
3.2.1.1	Non-indépendance des observations	89
3.2.1.2	Probabilité de sélection inégale des unités statistiques de l'échantillon.....	89

3.2.1.3	Poids de sondage	94
3.2.1.4	Nécessité de recourir à des techniques particulières afin d'estimer la variance des paramètres estimés	97
3.2.2	Deux approches d'inférence pour les données issues d'un plan d'échantillonnage complexe	105
3.3	Rotation des items lors de la collecte de données	110
3.4	Approche des valeurs plausibles	114
3.5	Discussion	116
3.6	Conclusion	118
3.7	Références bibliographiques	120
4	Chapitre 4 – Le deuxième article de la thèse	121
4.1	Problématique	123
4.2	Cadre théorique	128
4.2.1	Bref historique de la recherche sur le concept d'anxiété mathématique	128
4.2.2	Les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et lien anxiété mathématique/performances, selon le genre	132
4.3	Méthodologie	134
4.3.1	Échantillons	134
4.3.2	Outils de collecte de données et aspects éthiques considérés	135
4.3.3	Variables étudiées et données analysées	135
4.3.4	Analyses de données	142
4.3.4.1	Traitement des trois considérations méthodologiques inhérentes aux enquêtes PISA	142
4.3.4.2	Plan d'analyse de données	144
4.4	Résultats	146

4.5	Discussion	154
4.6	Limites	156
4.7	Conclusion	159
4.8	Références bibliographiques.....	160
5	Chapitre 5 – Le troisième article de la thèse.....	161
5.1	Problématique.....	162
5.2	Cadre théorique	164
5.2.1	Trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances	164
5.2.2	Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006)	167
5.3	Méthodologie.....	175
5.3.1	Échantillons	175
5.3.2	Procédures de collecte de données et aspects éthiques considérés	176
5.3.3	Variables étudiées et données analysées	176
5.3.4	Analyses de données.....	186
5.3.4.1	Traitement des trois considérations méthodologiques inhérentes aux enquêtes PISA	186
5.3.4.2	Plan d’analyse de données	188
5.4	Résultats.....	191
5.4.1	Résultats en lien avec l’objectif spécifique 1	191
5.4.2	Résultats en lien avec l’objectif spécifique 2	192
5.4.3	Résultats en lien avec l’objectif spécifique 3	193
5.5	Discussion.....	199
5.6	Limites	204

5.7	Conclusion	205
5.8	Références bibliographiques.....	206
6	Chapitre 6 – La discussion générale de la thèse et conclusion	207
6.1	Synthèse des trois articles de la thèse et implications scientifiques et pratiques qui en découlent.....	208
6.1.1	Synthèse du premier article de la thèse et implications.....	208
6.1.2	Synthèse du second article de la thèse et implications	209
6.1.3	Synthèse du troisième article de la thèse et implications	211
6.1.3.1	Facteurs qui permettent d’expliquer le lien direct genre/anxiété mathématique et avenues d’intervention potentielles	214
6.1.3.2	Facteurs qui permettent d’expliquer les écarts de concept de soi selon le genre et avenues d’intervention potentielles.....	215
6.1.3.3	Avenues d’interventions potentielles en vue de réduire le niveau d’anxiété mathématique des individus et réduire le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques	221
6.2	Recommandations dans le but de réduire les écarts d’anxiété mathématique entre les filles et les garçons francophones du Québec	224
6.3	Limites de la présente recherche doctorale et implications.....	225
6.4	Avenues de recherche futures	232
6.5	Apports de la thèse	235
6.6	Conclusion	238
	Références bibliographiques.....	240
	Annexes	268
	Annexes A – Annexes en lien avec l’article 1 présenté au chapitre 3.....	268
	Annexe A1 - Logiciels permettant de mener les analyses vues dans le chapitre 3	268

Annexe A2 - Commandes <i>Mplus</i> Version 8 permettant d'effectuer les analyses discutées dans le chapitre 3.....	269
Annexe A3 – Poids de sondage et approche orientée modèle.....	270
Annexe A4 – Modèle logistique multinominal à coefficients mixtes.....	272
Annexe B – Annexes en lien avec l'article 2 présenté au chapitre 4	275
Annexe B1 – Exemples d'items employés dans le cadre du PISA de 2012 afin d'évaluer la culture mathématique	275
Annexe B2 – Statistiques descriptives des trois variables étudiées dans les échantillons de 2003 et de 2012.....	279
Annexe B3 – Pourcentage de données manquantes dans les échantillons de 2003 et de 2012	281
Annexe C – Annexes en lien avec l'article 3 présenté au chapitre 5	282
Annexe D – Annexes en lien avec le chapitre 6	284

Liste des tableaux

Tableau 1	<i>Performances en mathématiques des élèves québécois aux cycles du TIMSS de 4^e et de 8^e année</i>	30
Tableau 2	<i>Comparaisons des performances en mathématiques des garçons et des filles du Québec aux cycles du TIMSS de 4^e et de 8^e année</i>	31
Tableau 3	<i>Les six niveaux de compétence de l'échelle globale de compétence en culture mathématique du PISA</i>	33
Tableau 4	<i>Performances en mathématiques des élèves québécois aux cycles du PISA depuis l'année 2000</i>	34
Tableau 5	<i>Comparaisons des performances en mathématiques de garçons et des filles du Québec aux cycles du PISA</i>	36
Tableau 6	<i>Comparaisons des pourcentages de garçons et de filles du Québec dont les performances se sont situées sous le niveau 2 et dans les niveaux 5 et 6 de l'échelle de compétence du PISA aux cycles de 2003, 2012 et 2018</i>	37
Tableau 7	<i>Instrument de mesure de l'anxiété mathématique utilisé dans le cadre du PISA de 2003 et de 2012</i>	39
Tableau 8	<i>Comparaisons des performances en mathématiques des garçons et des filles chez les Québécois francophones et chez l'ensemble des Québécois ayant participé au PISA de 2003 et de 2012</i>	44
Tableau 9	<i>Pourcentage d'élèves québécois ayant participé au PISA de 2003 dont les performances se situent sous le niveau 2 et dans les niveaux 5 et 6 de l'échelle de compétence, selon le genre</i>	45
Tableau 10	<i>Pourcentage d'élèves québécois ayant participé au PISA de 2012 dont les performances se situent sous le niveau 2 et dans les niveaux 5 et 6 de l'échelle de compétence, selon le genre</i>	46
Tableau 11	<i>Corrélations entre l'anxiété mathématique et d'autres formes d'anxiété</i>	49

Tableau 12	<i>Corrélations entre l’anxiété mathématique et les performances en mathématiques, l’évitement des mathématiques ainsi que divers concepts de nature motivationnelle liés aux performances en mathématiques</i>	50
Tableau 13	<i>Différences entre le sentiment d’efficacité personnelle et le concept de soi selon Bong et Skaalvik (2003, cité dans Berger, 2015)</i>	67
Tableau 14	<i>Exemple de calcul des trois probabilités de sélection des unités du plan d’échantillonnage en deux niveaux du PISA</i>	93
Tableau 15	<i>Poids de sondage associés aux probabilités de sélection données dans le Tableau 14</i>	95
Tableau 16	<i>Formation des sous-échantillons avec la méthode du jackknife et facteurs attribués aux poids de sondage des unités</i>	101
Tableau 17	<i>Formation des sous-échantillons avec la méthode BRR et facteurs attribués aux poids de sondage des unités</i>	102
Tableau 18	<i>Formation des sous-échantillons avec la méthode BRR et sa variante la modification de Fay et facteurs attribués aux poids de sondage des unités</i>	103
Tableau 19	<i>Synthèse de la manière dont sont traitées les quatre conséquences des plans d’échantillonnage complexes avec l’approche orientée devis</i>	107
Tableau 20	<i>Procédure de rotation des items des épreuves cognitives mise en œuvre dans le PISA</i>	111
Tableau 21	<i>Forme rotative A, B et C utilisée pour les items du questionnaire contextuel destiné aux élèves lors du cycle PISA 2012</i>	113
Tableau 22	<i>Synthèse des considérations méthodologiques à l’origine des défis à relever lors de l’analyse secondaire de données issues du PISA, du TIMSS et du PIRLS et approches d’analyse adaptées</i>	119
Tableau 23	<i>Étude de l’invariance de la mesure d’anxiété mathématique entre les filles et les garçons francophones du Québec, pour 2003 et pour 2012</i>	140
Tableau 24	<i>Étude de l’invariance de la mesure d’anxiété mathématique pour les filles francophones du Québec entre 2003 et 2012 et pour les garçons francophones du Québec entre 2003 et en 2012</i>	141

Tableau 25	Pourcentage des participants qui se sont dit tout à fait en accord ou en accord avec les items de l'instrument d'anxiété mathématique en 2003 et en 2012	148
Tableau 26	<i>Niveau moyen d'anxiété mathématique chez les participants du PISA de 2003 et du PISA de 2012, selon le genre, écarts selon le genre et tendance 2003-2012 des écarts selon le genre</i>	149
Tableau 27	<i>Écarts du niveau moyen d'anxiété mathématique chez les participants du PISA de 2003 et du PISA de 2012, selon le genre, à chacun des niveaux de compétence de l'échelle de compétence du PISA</i>	150
Tableau 28	<i>Résultats du premier modèle régression linéaire chez l'ensemble des élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012</i>	152
Tableau 29	<i>Résultats du second modèle de régression linéaire chez l'ensemble des élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012</i>	153
Tableau 30	<i>Instruments de mesure du concept de soi en mathématiques, de la valeur intrinsèque des mathématiques, de la valeur utilitaire des mathématiques et de l'anxiété mathématique, tels que proposés par le PISA en 2003 et en 2012</i>	180
Tableau 31	<i>Étude de l'invariance de la mesure de concept de soi en mathématiques, de valeur intrinsèque des mathématiques, de valeur utilitaire des mathématiques</i>	185
Tableau 32	<i>Écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire, selon le genre, observés chez les élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 et tailles d'effets associées</i>	195
Tableau 33	<i>Résultats des liens direct et indirects pour 2003 et 2012, en contrôlant pour les performances</i>	196
Tableau 34	<i>Résultats du modèle multigroupes non contraint pour 2003 et pour 2012</i>	197
Tableau 35	<i>Résultats du modèle multigroupes contraint pour 2003 et pour 2012</i>	198

ANNEXE B

Tableau B2.1 <i>Principales statistiques descriptives des trois variables étudiées dans l'échantillon de participants francophones du Québec - 2003</i>	279
Tableau B2.2 <i>Principales statistiques descriptives des trois variables étudiées dans l'échantillon de participants francophones du Québec - 2012</i>	280
Tableau B3.1 <i>Données manquantes – échantillon de québécois francophones du PISA de 2003 et de 2012</i>	281

ANNEXE C

Tableau C.1 <i>Principales statistiques descriptives des variables étudiées dans l'échantillon de participants francophones du Québec de 2003 et de 2012</i>	282
Tableau C.2 <i>Pourcentage de données manquantes dans l'échantillon d'élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et dans l'échantillon d'élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2012</i>	283

ANNEXE D

Tableau D.1 <i>Distribution de l'indice de statut socio-économique selon le genre pour l'échantillon de québécois francophones de 2003 et celui de 2012</i>	284
--	-----

Liste des figures

Figure 1	<i>Hypothèse de l'interférence (Ashcraft et Kirk, 2001).</i>	60
Figure 2	<i>Hypothèse du déficit des habiletés de base (Maloney et al., 2010; Maloney et al., 2011; Maloney et al., 2012, Ferguson et al., 2015).</i>	64
Figure 3	<i>Hypothèse de l'interprétation (Ramirez, Shaw et Maloney, 2018).</i>	69
Figure 4	<i>Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun pour les émotions académiques de Pekrun (2006) et les parallèles avec les trois hypothèses explicatives du lien entre l'anxiété mathématique et les performances.</i>	73
Figure 5	<i>Plan d'échantillonnage à deux niveaux mis en œuvre dans le cadre du PISA</i>	85
Figure 6	<i>Plan d'échantillonnage stratifié à deux niveaux du PISA</i>	87
Figure 7	<i>Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006)..</i>	170
Figure 8	<i>Lien direct et indirects spécifiques tels qu'étudiés afin de répondre à l'objectif spécifique 2.</i>	190

À Claude, Maïa et Victoria

Remerciements

Je tiens à remercier ma directrice, Nathalie Loye, vice-doyenne au développement et à la formation continue à la Faculté des sciences de l'éducation et professeure titulaire au Département d'administration et fondements de l'éducation de l'Université de Montréal. Nathalie, merci pour ton support de tous les instants.

Je remercie Jean-Louis Berger, professeur ordinaire à la Faculté des lettres et des sciences humaines – Département des sciences de l'éducation et de la formation de l'Université de Fribourg, pour l'honneur qu'il me fait d'agir à titre d'examineur externe sur mon jury de thèse. Je remercie Christophe Chénier, professeur adjoint au Département d'administration et fondements de l'éducation et Sarah Dufour, professeure adjointe au Département de didactique de la Faculté des sciences de l'éducation de l'Université de Montréal, pour l'honneur qu'ils me font d'être membres de mon jury de thèse.

Je remercie Christophe Chénier, Sébastien Béland, professeur agrégé à la Faculté des sciences de l'éducation de l'Université de Montréal et Eric Dionne, professeur titulaire à la Faculté d'éducation et à la Faculté de médecine de l'Université d'Ottawa, pour l'honneur qu'ils m'ont fait d'être membre de mon jury d'examen synthèse et/ou de devis de thèse. Merci aussi d'avoir partagé, tout au long de mon parcours, votre expertise, votre passion et vos précieux conseils. Merci à Alain Latour pour sa relecture rigoureuse et ses commentaires fort appréciés de l'article 1.

Je remercie les doctorant.e.s et professeur.e.s du GRIÉMÉtic pour les échanges stimulants que nous avons eu autour des questions de la mesure et de l'évaluation. Merci également à toute l'équipe d'ITC pour les beaux moments partagés.

Je remercie le Cégep Saint-Jean-sur-Richelieu, le Fonds de recherche du Québec – Société et culture, la Faculté des études supérieures et postdoctorales de l'Université de Montréal, la Faculté des sciences de l'éducation de l'Université de Montréal, le GRIÉMÉtic et le GirCoPro de la

Faculté de médecine de l'Université de Montréal pour leur soutien financier pendant tout mon parcours doctoral.

Je remercie mes collègues et ami.e.s du département de mathématiques du Cégep Saint-Jean-sur-Richelieu pour les échanges stimulants que nous avons eu à partir de 2004 autour de l'enseignement et de la pédagogie.

Je remercie mes amies Isabelle G., Geneviève, Sophie, Stéphanie pour leur support inconditionnel. Je remercie mon amie Isabelle C., mes deux sœurs et mes parents pour leur support de tous les instants.

Mes derniers remerciements vont à Claude, Maïa et Victoria. Merci de me ramener à l'essentiel. Merci pour l'amour inconditionnel. Claude, merci...

Introduction

Le projet de recherche présenté dans cette thèse découle d'une expérience d'enseignement des mathématiques au post-secondaire de plus de 15 ans. Il se veut une réponse à quatre constats, issus de cette pratique, qui vont comme suit : 1) pour bon nombre d'étudiants, apprendre les mathématiques s'avère ardu, voire même souffrant, 2) bien souvent, les difficultés rencontrées dans ce domaine ne sont pas récentes, elles ont débuté dès les premières années dans le système scolaire, 3) les conséquences académiques de ces difficultés sont importantes, à savoir échecs répétés, abandons de cours, abandon des études, abandon de plusieurs rêves de carrière, etc. et finalement, 4) les mesures d'aide offertes par les milieux d'enseignement, notamment celles implantées au niveau collégial, semblent difficilement parvenir à soutenir ces apprenants dans le besoin .

Dans le but de trouver des pistes de solution à ces constats préoccupants, un objectif préliminaire de recherche a été proposé. Celui-ci a été formulé de la manière suivante : identifier un ou des facteurs de nature individuelle pouvant faire obstacle à la réussite en mathématiques et qui pourraient, à terme, guider vers de nouvelles stratégies d'intervention.

Dès nos premières lectures, les écrits nous ont amené à nous intéresser à l'anxiété mathématique. Constatant l'absence de portrait québécois en regard de ce phénomène nous a incité à procéder en ce sens. Toutefois, au fil de nos lectures, les écrits ont mis en exergue la pertinence de nous intéresser plus spécifiquement aux écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons québécois, de même qu'au lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, pour ensuite identifier des facteurs qui pourraient permettre de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés. Comme nous le constaterons en conclusion de cette thèse, les leviers d'intervention identifiés auront le potentiel de soutenir autant les garçons que les filles, en regard de leur réussite en mathématiques.

La thèse est organisée comme suit. Le premier chapitre expose la problématique qui sous-tend le projet de recherche mené. Il montre la pertinence scientifique, sociale et pratique de s'intéresser aux écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons du Québec, de même que la

pertinence d'étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces élèves. Le chapitre met également en évidence la pertinence d'étudier ces éléments à partir d'une analyse secondaire des données du Programme international de l'OCDE pour le suivi des acquis des élèves (PISA) de 2003 et de 2012, notamment parce que ces données documentent plusieurs des facteurs mis en cause pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons. Le chapitre se termine par la présentation de l'objectif général de notre recherche.

Le deuxième chapitre, le cadre théorique, décrit le phénomène de l'anxiété mathématique et en relate l'historique. Il fait par la suite état des recherches ayant documenté les écarts d'anxiété mathématique selon le genre, de même que celles ayant étudié le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, selon le genre. Ensuite, le chapitre présente trois hypothèses qui permettent d'expliquer le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques. Le tout est suivi par la présentation d'un modèle théorique qui a l'avantage d'intégrer les trois hypothèses explicatives du lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, puis de regrouper l'ensemble des facteurs mis en cause à ce jour pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons. Le chapitre se conclut en présentant les trois objectifs spécifiques de notre recherche, de même que les trois articles de cette thèse par articles, qui s'emploieront à répondre, chacun à leur tour, à l'un des objectifs spécifiques de notre recherche.

Le premier article de la thèse a pour titre *Les défis liés à l'analyse secondaire de données issues des évaluations à grande échelle en éducation*. Ce chapitre, de nature méthodologique, vise à identifier les considérations méthodologiques inhérentes aux données issues du PISA et à proposer des techniques d'analyses qui permettent de les traiter, adéquatement. Les deuxième et troisième articles, de nature empirique, prennent appui sur les fondements théoriques établis dans le chapitre 2, de même que sur les assises méthodologiques proposées dans le premier article. Le deuxième article de la thèse a pour titre *Portrait des écarts d'anxiété mathématique selon le genre et du lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012*. Ce chapitre vise à quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012, et à

étudier le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves.

Le troisième article de la thèse a pour titre *Étude visant à identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d'une analyse secondaire des données issues du PISA de 2003 et de 2012*. Il vise à identifier des facteurs qui pourraient permettre d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones du Québec et qui ont le potentiel de guider, à terme, la mise en œuvre d'interventions visant à réduire les écarts observés.

Les trois articles sont suivis du chapitre de discussion générale de la thèse. Après un bref rappel de la problématique, du cadre théorique et des principaux éléments du premier article, le chapitre propose une synthèse des articles deux et trois. Il résume les principaux résultats issus de ces deux articles et soulève leurs implications scientifiques et pratiques. De ces implications découlent des recommandations en vue de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones du Québec. Par la suite, les limites de la recherche sont présentées. La situation du Québec à l'égard des recommandations proposées est aussi exposée. Ces deux derniers éléments amènent à présenter les perspectives de recherche futures. La thèse se conclut en mettant en évidence ses apports sur les plans théorique, méthodologique, empirique et pratique.

1 Chapitre 1 – La problématique

Afin d'exposer la problématique qui sous-tend la présente recherche doctorale, ce chapitre sera divisé en quatre sections. À la section 1.1, nous présenterons les enjeux individuels et sociétaux liés aux bonnes performances en mathématiques. À la section 1.2, à partir des résultats du *TIMSS* (*Trends in Mathematics and Sciences Study*) et du PISA, deux grandes enquêtes internationales en éducation, nous brosserons le portrait des performances en mathématiques des élèves québécois, depuis 1995. À cette occasion, nous verrons que malgré les très bonnes performances globales des élèves québécois sur la scène internationale, les analyses selon le genre, elles, font état d'écart préoccupants. En effet, nous verrons qu'à plusieurs des cycles de ces enquêtes, les filles québécoises ont obtenu des résultats moyens inférieurs à ceux des garçons québécois (les écarts observés se sont avérés statistiquement significatifs, avec des valeurs p inférieures à 0,05, pour la majorité des cycles du *TIMSS* et du PISA). Nous remarquerons également qu'à l'ensemble des cycles du PISA, les filles québécoises se sont retrouvées en proportion moindre, dans les premiers rangs, que les garçons (avec des valeurs p inférieures à 0,05).

Les écarts de performances observés entre les garçons et les filles au Québec, en mathématiques, nous amèneront à nous intéresser à un facteur, reconnu depuis les années 1990, pour sa corrélation négative avec les performances en mathématiques, de même que pour son niveau moyen plus élevé chez les filles que chez les garçons : l'anxiété mathématique. À la section 1.3, afin de vérifier dans quelle mesure ce facteur pourrait permettre d'expliquer les écarts de performances observés selon le genre, chez les élèves québécois, nous brosserons le portrait de l'anxiété mathématique et de ses liens avec les performances en mathématiques des élèves canadiens de 15 ans, pour tous et selon le genre, à partir des résultats issus du PISA de 2003 et de 2012. Comme ce portrait renforcera l'idée selon laquelle l'anxiété mathématique pourrait contribuer aux écarts de performances observés entre les garçons et les filles au Québec, à la section 1.4, nous présenterons l'objectif général de notre recherche. Comme nous le verrons, celui-ci fera de l'anxiété mathématique le concept central de la présente recherche.

1.1 Les enjeux individuels et sociétaux liés aux bonnes performances en mathématiques

Les mathématiques sont omniprésentes dans notre société, tantôt sous la forme d'habiletés de base, tantôt sous la forme d'outils plus sophistiqués, nichés dans diverses applications en sciences pures et appliquées, en sciences de la santé, en sciences humaines et sociales, en sciences économiques, en finances, etc. Dans ce contexte, bien performer dans le domaine constitue un atout de taille ; de grands enjeux académiques, professionnels et personnels y sont rattachés.

Du point de vue académique, des études longitudinales montrent que les performances en mathématiques sont liées positivement à la probabilité de diplômé au secondaire, à la probabilité de réussir la transition vers les études supérieures ainsi qu'à la probabilité de diplômé au post-secondaire (p.ex. Chiu et Klassen, 2010; Ma, 1999; OCDE, 2014a; Parsons et Bynner, 2005; Stokke, 2015). Du point de vue professionnel, des tendances tout aussi similaires s'observent. En effet, les résultats en mathématiques au secondaire et au post-secondaire permettent de prédire le niveau d'employabilité des individus et même leurs revenus professionnels éventuels (p.ex. Joensen et Nielsen, 2009; Ma, 1999; Parsons et Bynner, 2005). À ce sujet, une étude québécoise révèle que « pour les travailleurs actifs de la population québécoise, une augmentation d'un écart type des compétences en numératie¹ est associée à une augmentation de 21 % du salaire » (Fonseca et al., 2021, p.1).

En regard de la sphère de vie personnelle, il appert que les performances en mathématiques sont liées notamment à la capacité à faire des choix de vie éclairés. De ce fait, les performances dans ce domaine permettent de prédire la qualité de vie des individus, et même, leur longévité (p.ex. Geary, 1996; Reyna et Brainerd, 2007; Rivera-Batiz, 1992). Aussi, comme les personnes plus performantes en mathématiques sont davantage susceptibles de se percevoir comme des « acteurs plutôt que comme des objets des processus politiques » (OCDE, 2014a, p.268), les performances dans ce domaine permettent de prédire la probabilité, pour les individus, de

¹ Dans l'article de Fonseca et al. (2021), la définition de la numératie est celle retenue dans le cadre du Programme pour l'évaluation des compétences des adultes, à savoir « la capacité de localiser, d'utiliser, d'interpréter et de communiquer de l'information et des idées mathématiques afin de s'engager et de gérer les demandes mathématiques de tout un éventail de situations de la vie adulte » (OCDE, 2014d, p.27).

s'engager activement dans leur milieu de vie. Ainsi, collectivement, c'est l'ensemble d'une société qui bénéficie des retombées individuelles positives liées aux bonnes performances en mathématiques. À preuve, plus les performances en mathématiques sont élevées dans une société, plus cette société est susceptible de croître, économiquement (Geary, 1996; Moses et Cobb, 2001; Peterson et al., 2011).

En outre, à l'ensemble de ces enjeux individuels et collectifs, s'ajoutent deux enjeux sociétaux importants, spécifiques aux professions liées aux mathématiques, les professions regroupées sous l'acronyme STIM pour sciences, technologie, ingénierie et mathématiques. Le premier concerne la pénurie de main d'œuvre qualifiée dans les STIM, depuis le début des années 2000, dans plusieurs pays et nations (OCDE, 2014b), dont le Québec, le Canada (Pronovost et al., 2017; Parkin et Urban, 2019) et les États-Unis (Beilock et Maloney, 2015). Le second a trait à la sous-représentation des femmes dans ces professions (Encinas-Martín et Cherian, 2023; Parkin et Urban, 2019; Stoet et al., 2016), et ce, même dans les pays les plus développés et les plus sensibles à l'égalité des chances entre les sexes (Stoet et al., 2016). Ce second enjeu sociétal accentue le premier, certes, mais il est préoccupant de surcroît parce qu'il est susceptible d'entretenir les inégalités entre les hommes et les femmes sur le marché du travail, comme l'évoque l'OCDE dans le cadre de ses Recommandations pour l'égalité entre les hommes et les femmes en matière d'éducation, d'emploi et d'entrepreneuriat (OCDE, 2017).

Dans le contexte, un défi colossal s'impose aux systèmes éducatifs et aux sociétés en général : faire en sorte que chaque apprenant performe à la hauteur de son potentiel dans ce domaine (OCDE, 2014b). Heureusement, comme nous le verrons dans ce qui suit, en la matière, le Québec réussit plutôt bien. En effet, les résultats du *TIMSS* et du *PISA*, montrent que dans le contexte d'épreuves standardisées, les élèves québécois se classent très bien sur la scène internationale et canadienne, en mathématiques. Toutefois, malgré ces bonnes performances globales, nous verrons que des analyses plus fines font état d'écarts selon le genre préoccupants, au vu de l'ensemble des enjeux évoqués ci-haut.

1.2 Performances en mathématiques des élèves québécois observées dans le cadre du *TIMSS* et du PISA

1.2.1 Performances en mathématiques des élèves québécois observées dans le cadre du *TIMSS*

Les enquêtes *TIMSS*, mises en œuvre par l'IEA² depuis 1995, mesurent, tous les quatre ans, les performances en mathématiques et en sciences des élèves de la 4^e et de la 8^e année de scolarité obligatoire. Les élèves, alors âgés de 10 ans et de 14 ans respectivement, sont invités à réaliser des épreuves dites « cognitives », en mathématiques et en sciences.

Les épreuves cognitives de mathématiques visent à évaluer trois types de processus. Ces processus sont nommés comme suit : connaître, appliquer et raisonner. Ces mêmes épreuves visent aussi à évaluer différentes catégories de contenus. En 4^e année, il s'agit des nombres, des formes géométriques, de la mesure et de la présentation des données, puis en 8^e année, il s'agit des nombres, de l'algèbre, de la géométrie, des données et de la chance.

À partir des réponses fournies par les élèves aux épreuves de mathématiques, le *TIMSS* estime, pour chacun d'eux, un score global. Ce score est calibré de manière à ce que la moyenne et l'écart type soient respectivement de 500 et de 100, dans les pays/économies y ayant participé (Mullis et Martin, 2017).

Le Tableau 1 montre, pour chacun des cycles du *TIMSS* depuis 1995, les valeurs moyennes obtenues par les élèves québécois en mathématiques, pour la 4^e et la 8^e année. Le tableau fournit aussi, lorsque possible, le classement des élèves québécois en comparaison avec les élèves issus des autres pays/économies ayant participé à ces épreuves.

Comme nous pouvons le constater à la lecture du Tableau 1, à chacun des cycles du *TIMSS* depuis 1995, les élèves québécois de 4^e et de 8^e année se sont systématiquement retrouvés au-dessus de la moyenne internationale de 500, en mathématiques. De surcroît, leur classement s'est avéré

² L'IEA (International Association for the Evaluation of Educational Achievement) est une association scientifique indépendante à but non-lucratif, fondée en 1958, qui met en œuvre des études comparatives à l'échelle internationale dans le domaine de l'éducation.

relativement bon, particulièrement aux épreuves de 8^e année. En effet, à chacun des cycles du *TIMSS* depuis 2003, les élèves québécois de 8^e année de scolarité obligatoire se sont classés au sein des 10 pays/économies en tête de lice.

Tableau 1

Performances en mathématiques des élèves québécois aux cycles du TIMSS de 4^e et de 8^e année

Année	TIMSS de 4 ^e année			TIMSS de 8 ^e année		
	<i>M</i>	<i>E.t.</i>	Rang international	<i>M</i>	<i>E.t.</i>	Rang international
1995	550	4,1	-	556	6,0	-
1999	-		-	566	4,8	-
2003	506	2,4	16 ^e rang sur 28	543	3,0	6 ^e rang sur 50
2007	519	3,0	16 ^e rang sur 43	528	3,5	8 ^e rang sur 56
2011	533	2,4	17 ^e rang sur 57	532	2,3	10 ^e rang sur 56
2015	536	4,0	17 ^e rang sur 56	543	3,9	6 ^e rang sur 46
2019	532	2,3	19 ^e pays sur 64	543	3,7	7 ^e rang sur 46

Note. *M* = moyenne, *E.t.* = écart type, Rang international = rang occupé par les élèves québécois par rapport au nombre total de pays/économies ayant participé à l'épreuve. Les résultats de 1995 à 2003 sont tirés de Mullis et al. (2004), les résultats de 2007 à 2019 sont tirés respectivement de Mullis et al. (2008), Mullis et al. (2012), Mullis et al. (2016), Mullis et al. (2020).

Le Tableau 2 montre, pour chacun des cycles du *TIMSS* depuis 1995, le score moyen des élèves québécois, selon le genre, pour la 4^e année et pour la 8^e année. Comme nous pouvons le constater à la lecture de ce tableau, pour les épreuves de 4^e année, les garçons québécois ont devancé les filles québécoises, de manière statistiquement significative, à cinq des six cycles. Aux épreuves de 8^e année, de tels écarts ont été relevés à deux des sept cycles. Ainsi, dans plus de la moitié des cas, des écarts statistiquement significatifs ont été observés entre les garçons et les filles au Québec, dans le cadre du *TIMSS*.

Tableau 2

Comparaisons des performances en mathématiques des garçons et des filles du Québec aux cycles du TIMSS de 4^e et de 8^e année

Année	TIMSS de 4 ^e année						TIMSS de 8 ^e année					
	Garçons		Filles		Différence (Garçons – Filles)		Garçons		Filles		Différence (Garçons – Filles)	
	<i>M</i>	<i>E.t.</i>	<i>M</i>	<i>E.t.</i>	<i>M</i>	<i>p</i>	<i>M</i>	<i>E.t.</i>	<i>M</i>	<i>E.t.</i>	<i>M</i>	<i>p</i>
1995	552	-	548	-	4	>,05	560	-	553	-	7	>,05
1999	-	-	-	-	-	-	566	-	565	-	1	>,05
2003	509	2,8	502	2,7	7	<,05	546	3,3	540	3,7	6	<,05
2007	524	3,3	515	3,5	9	<,05	529	4,6	527	3,5	2	>,05
2011	538	2,7	527	2,8	11	<,05	532	2,5	531	2,9	1	>,05
2015	541	4,8	531	3,9	10	<,05	550	5,1	538	3,8	12	<,05
2019	541	2,4	523	3,0	18	<,05	546	4,0	541	4,3	5	>,05

Note. - = information non disponible, *M* = moyenne, *E.t.* = écart type, *p* = valeur *p*. Résultats tirés de Mullis et al. (2000), Mullis et al. (2004), Martin et al. (2008), Mullis et al. (2012), Mullis et al. (2016), Mullis et al. (2020).

Dans ce qui suit, nous nous pencherons sur les performances en mathématiques des élèves québécois ayant participé au PISA. Nous verrons que des constats similaires à ceux révélés par les différents cycles du *TIMSS* peuvent en être tirés.

1.2.2 Performances en mathématiques des élèves québécois observées dans le cadre du PISA

Les enquêtes PISA, lancées en 2000 par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), évaluent aux trois ans les performances des élèves de 15 ans dans les domaines suivants : la compréhension de l'écrit, la culture scientifique et la culture mathématique. Dans le cadre du PISA, la culture mathématique est définie comme « l'aptitude d'un individu à formuler, employer et interpréter des mathématiques dans un éventail de contextes, c'est-à-dire à raisonner en termes mathématiques et à utiliser des concepts,

procédures, faits et outils mathématiques pour décrire, expliquer et prévoir des phénomènes. Elle aide les individus à comprendre le rôle que les mathématiques jouent dans le monde et à se comporter en citoyens constructifs, engagés et réfléchis, c'est-à-dire à poser des jugements et à prendre des décisions en toute connaissance de cause » (OCDE, 2014a, p. 28).

Afin d'évaluer la culture mathématique, le PISA soumet les élèves à des épreuves cognitives portant sur trois catégories de processus et quatre catégories de contenus. Les trois catégories de processus sont 1) formuler des situations de façon mathématique, 2) employer des concepts, faits, procédures, raisonnements mathématiques, puis 3) interpréter, appliquer et évaluer des résultats mathématiques (OCDE, 2014a). Les quatre catégories de contenu sont 1) les variations et les relations, 2) les espaces et les formes, 3) la quantité et enfin, 4) l'incertitude et les données (OCDE, 2014a).

À partir des réponses fournies à ces épreuves, le PISA estime, pour chaque participant, un score global en culture mathématique dont la moyenne est fixée à 500 et l'écart type à 100, dans les pays de l'OCDE. À partir des scores obtenus, les élèves sont aussi situés sur une échelle globale de compétence allant de 1 à 6 (voir le Tableau 3). Sur cette échelle, le niveau 2 correspond au « niveau minimal à atteindre pour participer pleinement à la vie de la société moderne » (OCDE, 2016, p.202). Selon l'OCDE (2014a), les élèves classés au niveau 2 sont capables, au mieux, de « mener à bien des tâches mathématiques familières en suivant des consignes directes » (p.268). Des études longitudinales menées au Canada, en Australie, au Danemark et en Suisse montrent que les élèves qui se situent sous le niveau 2 sont « fortement pénalisés lorsqu'ils tentent de poursuivre des études supérieures et d'entrer dans la vie active par la suite » (OCDE, 2014a, p.75).

Le Tableau 4 montre, pour l'ensemble des cycles du PISA depuis l'an 2000, les résultats moyens obtenus par les élèves québécois, en mathématiques. Ce tableau révèle en outre le classement des Québécois sur les scènes internationale et canadienne.

Tableau 3*Les six niveaux de compétence de l'échelle globale de compétence en culture mathématique du PISA*

Niveau	Description
1	Au niveau 1, les élèves peuvent répondre à des questions s'inscrivant dans des contextes familiers, dont la résolution ne demande pas d'autres informations que celles présentes et qui sont énoncées de manière explicite. Ils sont capables d'identifier les informations et d'appliquer des procédures de routine sur la base de consignes directes dans des situations explicites. Ils peuvent exécuter des actions qui vont de soi et qui découlent directement du stimulus donné.
2	Au niveau 2, les élèves peuvent interpréter et reconnaître des situations dans des contextes qui leur demandent tout au plus d'établir des inférences directes. Ils ne peuvent puiser des informations pertinentes que dans une seule source d'information et n'utiliser qu'un seul mode de représentation. Ils sont capables d'utiliser des algorithmes, des formules, des procédures ou des conventions élémentaires. Ils peuvent se livrer à un raisonnement direct et interpréter les résultats de manière littérale.
3	Au niveau 3, les élèves peuvent appliquer des procédures bien définies, dont celles qui leur demandent des décisions séquentielles. Ils peuvent choisir et mettre en œuvre des stratégies simples de résolution de problèmes. Ils peuvent interpréter et utiliser des représentations basées sur différentes sources d'information, et construire leur raisonnement directement sur cette base. Ils peuvent rendre compte succinctement de leurs interprétations, de leurs résultats et de leur raisonnement.
4	Au niveau 4, les élèves sont capables d'utiliser des modèles explicites pour faire face à des situations concrètes complexes qui peuvent leur demander de tenir compte de contraintes ou de construire des hypothèses. Ils peuvent choisir et intégrer différentes représentations, dont des représentations symboliques, et les relier directement à certains aspects de situations tirées du monde réel. Ils peuvent mettre en œuvre un éventail de compétences pointues dans ces situations et raisonner avec une certaine souplesse en s'appuyant sur leur compréhension de ces contextes. Ils peuvent formuler des explications et des arguments sur la base de leurs interprétations et de leurs actions, et les communiquer.
5	Au niveau 5, les élèves peuvent élaborer et utiliser des modèles dans des situations complexes pour identifier des contraintes et construire des hypothèses. Ils sont capables de choisir, de comparer et d'évaluer des stratégies de résolution de problèmes leur permettant de s'attaquer à des problèmes complexes en rapport avec ces modèles. Ils peuvent aborder les situations sous un angle stratégique en mettant en œuvre un grand éventail de compétences pointues de raisonnement et de réflexion, en utilisant les caractérisations symboliques et formelles et les représentations y afférentes, et en s'appuyant sur leur compréhension approfondie de ces situations. Ils peuvent réfléchir à leurs actes, et formuler et communiquer leurs interprétations et leur raisonnement.
6	Au niveau 6, les élèves sont capables de conceptualiser, de généraliser et d'utiliser des informations sur la base de leurs propres recherches et de la modélisation de problèmes complexes. Ils peuvent établir des liens entre différentes représentations et sources d'information, et passer de l'une à l'autre sans difficulté. Ils peuvent se livrer à des raisonnements et à des réflexions mathématiques difficiles. Ils peuvent s'appuyer sur leur compréhension approfondie et leur maîtrise des relations symboliques et des opérations mathématiques classiques pour élaborer de nouvelles approches et de nouvelles stratégies à appliquer lorsqu'ils sont face à des situations qu'ils n'ont jamais rencontrées. Ils peuvent décrire clairement et communiquer avec précision leurs actes et les fruits de leur réflexion – résultats, interprétations, arguments – qui sont en adéquation avec les situations initiales.

Note. Tableau tiré du Cadre d'évaluation et d'analyse du cycle PISA 2012, OCDE, 2013, p.45

Tableau 4*Performances en mathématiques des élèves québécois aux cycles du PISA depuis l'année 2000*

Année	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	Rang international	Rang au Canada
2000	550	2,7	2 ^e rang sur 41	1 ^{er} rang sur 10
2003	537	4,7	7 ^e rang sur 50	3 ^e rang sur 10
2006	540	4,2	5 ^e rang sur 50	1 ^{er} rang sur 10
2009	543	3,4	5 ^e rang sur 52	1 ^{er} rang sur 10
2012	536	3,4	7 ^e rang sur 75	1 ^{er} rang sur 10
2015	544	4,8	3 ^e rang sur 82	1 ^{er} rang sur 10
2018	532	3,6	5 ^e rang sur 88	1 ^{er} rang sur 10

Note. *M* = moyenne, *Er.t.* = erreur type, Rang international = rang occupé par les élèves québécois par rapport au nombre total de pays/économies ayant participé à l'épreuve, Rang au Canada = rang occupé par les élèves québécois par rapport au nombre total de provinces canadiennes ayant participé à l'épreuve. Les données des cycles de 2000 à 2018 ont été tirées respectivement de Bussière et al. (2001), Bussière et al. (2004), Bussière et al. (2007), Knighton et al. (2010), Brochu et al. (2013), O'Grady et al. (2016, 2019)³.

Comme nous pouvons le constater à la lecture du Tableau 4, à tous les cycles du PISA depuis celui de l'année 2000, les élèves québécois ont obtenu des scores moyens au-dessus de la valeur moyenne de 500, en mathématiques. De surcroît, à chacun de ces cycles, les élèves québécois se sont classés dans les premiers rangs à l'international, en plus de se classer au premier rang des

³ Attention, les résultats du PISA 2015 sont à prendre « [...] avec circonspection en raison d'un possible biais de non-réponse » (O'Grady et al., 2016, p.41), ainsi que ceux du PISA 2012, mais dans une mesure moindre. En effet, « Dans l'optique de réduire au minimum le risque de biais de réponse, les normes de qualité des données du PISA exigent des taux minimums de participation pour les écoles et les élèves. À l'échelle du Canada, un taux de réponse minimum de 85 p. 100 était exigé pour les écoles sélectionnées initialement. » (O'Grady et al., 2016, p.53). « Le PISA exige en outre un taux de participation minimum des élèves de 80 p. 100 dans l'ensemble des écoles participantes (échantillon initial et échantillon de remplacement) à l'échelle du pays » (O'Grady et al., 2016, p.53). Au Québec, en 2012, le taux de participation des écoles a été supérieur au seuil, mais le taux de réponse des élèves a été de 75,6 %, une valeur inférieure au seuil (Brochu et al., 2013). En 2015, le taux de participation des écoles après remplacement n'a été que de 51,3 % (sous le seuil minimal), mais le taux de participation des élèves a été de 81,5 % (au-dessus du seuil minimal) (O'Grady et al., 2016).

provinces canadiennes (sauf en 2003 où l'Alberta et la Colombie-Britannique ont devancé le Québec, Bussièrès et al., 2004).

Toutefois, malgré ces très bons résultats globaux, le Tableau 5 qui suit révèle des écarts entre les performances moyennes des garçons et celles des filles, au Québec. En effet, ce tableau montre qu'à l'ensemble des cycles du PISA, les garçons ont surpassé les filles, en mathématiques, au Québec. Les différences observées en 2009, 2012 et 2015 se sont d'ailleurs avérées statistiquement significatives. Ainsi, à trois des sept cycles du PISA, les garçons québécois ont devancé les filles, dans une mesure statistiquement significative.

Le Tableau 6 présente, pour les cycles du PISA de 2003, 2012 et 2018, les pourcentages d'élèves québécois dont les performances se sont situées sous le niveau 2 ou encore dans les niveaux 5 et 6 de l'échelle de compétence du PISA. Comme nous pouvons le constater, à ces trois cycles, des pourcentages comparables de garçons et de filles se sont classés sous le niveau 2 au Québec. Toutefois, à ces trois cycles, les filles québécoises se sont avérées sous-représentées, comparativement aux garçons, dans les niveaux de compétence 5 et 6. Autrement dit, à l'ensemble de ces cycles, une proportion plus grande de garçons que de filles se sont classés parmi les meilleurs en mathématiques, au Québec.

Les résultats du PISA corroborent donc ceux du *TIMSS*. En effet, les données issues de ces deux grandes enquêtes montrent, malgré les très bonnes performances globales des élèves québécois, qu'en moyenne, les filles québécoises réussissent moins bien que les garçons (les écarts observés selon le genre se sont avérés statistiquement significatifs à 10 des 20 cycles de ces grandes enquêtes). En outre, les données du PISA de 2003, 2012 et 2018 montrent que, toute proportion gardée, les filles québécoises sont moins nombreuses que les garçons à se hisser dans les premiers rangs, en mathématiques (OCDE, 2014a; OCDE, 2016; Brochu et al., 2013; Mullis et al., 2016; O'Grady et al., 2016, 2019).

Tableau 5

Comparaisons des performances en mathématiques de garçons et des filles du Québec aux cycles du PISA

Année	Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons – filles)		
	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
2000	556	3,4	547	3,2	6,7	-	> ,05
2003	541	5,7	534	4,7	7,0	4,6	> ,05
2006	547	4,8	533	4,5	13	-	> ,05
2009	552	4,3	534	3,7	17	3,8	< ,05
2012	541	4,3	531	3,8	10	4,3	< ,05
2015	541	5,0	522	5,9	19	5,7	< ,05
2018	536	4,0	529	4,6	7	4,6	> ,05

Note. *M* = moyenne, *Er.t.* = erreur type, *p* = valeur-*p*. Les données des cycles de 2000 à 2018 ont été tirées respectivement de Bussière et al. (2001), Bussière et al. (2004), Bussière et al. (2007), Knighton et al. (2010), Brochu et al. (2013), O’Grady et al. (2016, 2019)

Tableau 6

Comparaisons des pourcentages de garçons et de filles du Québec dont les performances se sont situées sous le niveau 2 et dans les niveaux 5 et 6 de l'échelle de compétence du PISA aux cycles de 2003, 2012 et 2018

Année	Niveau de compétence sous le niveau 2							Niveaux de compétence 5 et 6						
	Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons - filles)			Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons - filles)		
	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
2003	11,7	1,6	9,6	1,1	2,10	1,4	> ,05	25,9	2,1	19,3	1,5	6,6	1,8	< ,05
2012	10,5	1,5	11,8	1,1	-1,5	2,4	> ,05	25,3	1,8	19,5	1,5	5,8	1,9	< ,05
2018	11,7	1,4	11,7	1,3	0	1,5	> ,05	23,2	1,6	19,0	1,6	4,2	1,8	< ,05

Note. *Er.t.* = erreur type, *p* = valeur-*p*. Les résultats de 2003, 2012 et 2018 ont été tirés respectivement de Bussière et al. (2004), Brochu et al. (2013) et O'Grady et al. (2019).

Dans la section qui suit, nous nous intéresserons à un concept, étudié depuis les années 1970, qui pourrait expliquer, partiellement à tout le moins, les écarts de performances observés entre les garçons et les filles en mathématiques au Québec. Ce concept, étant de surcroît mis en cause par plusieurs auteurs pour expliquer la pénurie de main d'œuvre et la sous-représentation des femmes dans les STIM, nous est apparu un incontournable, dans les circonstances (p.ex. Ahmed, 2018; Beilock et Maloney, 2015; Foley et al., 2017; Stoet et al., 2016). Il s'agit de l'anxiété mathématique.

1.3 Anxiété mathématique

L'anxiété mathématique est un phénomène défini comme « une sensation de tension et d'anxiété qui interfère avec la manipulation des nombres et la résolution de problèmes mathématiques dans une grande diversité de situations de la vie courante et de situations académiques [traduction libre]» (Richardson et Suinn, 1972, p.551). Le phénomène pourrait expliquer, au moins partiellement, les différences de performances observées entre les garçons et les filles en mathématiques au Québec, notamment pour les deux raisons suivantes. D'abord, les recherches menées sur le sujet dans divers pays depuis les années 70, révèlent de manière générale, chez les adolescents et les adultes, que les filles se disent davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons (p.ex. Else-Quest et al., 2010; Frenzel et al., 2007; Hyde et al., 1990; Stoet et al. 2016). Deuxièmement, il ressort qu'anxiété mathématique et performances en mathématique sont deux phénomènes négativement liés avec des corrélations linéaires allant de -0,27 à -0,57 : au primaire à partir de la 4^e année (Barroso et al., 2020; Harari et al., 2013; Ma, 1999; Vukovic et al., 2013), au secondaire (Ashcraft et Kirk, 2001; Barroso et al., 2021; Goetz et al., 2010; Hembree, 1990; Kytälä et Björn, 2010; Lee, 2009; Lee et Stankov, 2013; Ma, 1999; Ma et Xu, 2004; Meece et al., 1990; OCDE, 2005a, 2014b) et au post-secondaire (Ashcraft et Kirk, 2001; Barroso et al., 2021; Hembree, 1990). Ainsi, à tous les niveaux de formation, les individus qui se disent plus anxieux vis-à-vis des mathématiques tendent à moins bien réussir que ceux qui se disent moins ou pas anxieux (OCDE, 2014b).

En 2003 et en 2012, le PISA s'est intéressé à l'anxiété mathématique. En effet, comme la culture mathématique a constitué le domaine majeur d'évaluation lors de ces deux cycles de l'enquête,

l'anxiété mathématique a été documentée, à ces occasions, au même titre que bon nombre d'autres facteurs liés aux performances dans le domaine. Pour ce faire, l'OCDE a développé un questionnaire auto-rapporté de l'anxiété mathématique. Celui-ci est présenté dans le Tableau 7.

Tableau 7

Instrument de mesure de l'anxiété mathématique utilisé dans le cadre du PISA de 2003 et de 2012

Pensez à ce qui se passe quand vous étudiez les mathématiques. Dans quelle mesure êtes-vous d'accord avec les affirmations ci-dessous?

- 1- Tout à fait d'accord
- 2- D'accord
- 3- Pas d'accord
- 4- Pas du tout d'accord

- 1. Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés en cours de mathématiques.
- 2. Je suis très tendu quand j'ai un devoir de mathématiques à faire.
- 3. Je deviens très nerveux quand je travaille à des problèmes de mathématiques.
- 4. Je me sens perdu quand j'essaie de résoudre un problème de mathématiques.
- 5. Je m'inquiète à l'idée d'avoir de mauvaises notes en mathématiques.

Note. Instrument de mesure tiré de OCDE, 2014b, p. 206.

À partir des réponses fournies à chacun des items du questionnaire auto-rapporté de l'anxiété mathématique, l'OCDE a construit, pour chacun des participants, un indice d'anxiété mathématique, calibré de manière à ce que la moyenne soit de 0 et que l'écart type soit de 1, dans les pays de l'OCDE. Ainsi, une valeur supérieure à 0 indique un niveau d'anxiété mathématique plus élevé que le niveau moyen d'anxiété mathématique ressenti par les participants en provenance des pays de l'OCDE et une valeur inférieure à 0, révèle un niveau d'anxiété mathématique inférieur à la moyenne des participants des pays de l'OCDE (OCDE, 2014b).

Avec près de 250 000 participants en provenance de 31 pays et économies en 2003 et avec presque le double en 2012 (environ 470 000 participants en provenance de 65 pays et économies), les données du PISA constituent les sources les plus exhaustives qu'il soit possible de

consulter, au sujet de l'anxiété mathématique, à ce jour. Comme le Canada est l'un des 30 pays/économies membre de l'OCDE à avoir participé aux cycles du PISA de 2003 et de 2012 (OCDE, 2014b), le portrait canadien de l'anxiété mathématique et de ses liens avec les performances en mathématique a pu être brossé pour 2003 et pour 2012, puis comparé à celui des pays/économies membres de l'OCDE. À la section 1.3.1 nous présentons le portrait de l'anxiété mathématique des élèves canadiens de 15 ans, à partir des données du PISA de 2003 et de 2012, pour tous et selon le genre. Nous le comparons à celui de l'ensemble des élèves issus des pays/économies membres de l'OCDE. À la section 1.3.2, nous faisons état des liens observés entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques, chez les élèves canadiens ayant participé au PISA de 2003 et de 2012. Nous les comparons aux liens observés chez l'ensemble des élèves issus des pays/économies membres de l'OCDE.

1.3.1 Portrait de l'anxiété mathématique des élèves canadiens de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012

En 2003, chez les élèves canadiens ayant participé au PISA, 54 % des participants ont dit être d'accord ou tout à fait d'accord avec le premier item du questionnaire auto-rapporté de l'anxiété mathématique présenté dans le Tableau 7, à savoir « Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés en mathématiques ». Pour les quatre autres items de cet instrument, les pourcentages sont allés comme suit : 32 % ont dit être d'accord ou tout à fait d'accord avec « Je suis très tendu quand j'ai un devoir de mathématiques à faire », 26 % avec « Je deviens très nerveux quand je travaille à des problèmes de mathématiques », 24 % avec « Je me sens perdu quand j'essaie de résoudre un problème de mathématiques » et enfin, 58 % avec « Je m'inquiète à l'idée d'avoir de mauvaises notes en mathématiques » (OCDE, 2014b). Entre 2003 et 2012, ces pourcentages ont connu des hausses statistiquement significatives de l'ordre de 2 à 6 %, de sorte qu'en 2012, ils ont été respectivement de 60 %, 38 %, 31 %, 26 % et 61% (OCDE, 2014b).

À partir de ces divers pourcentages, l'indice moyen d'anxiété mathématique des élèves canadiens a été calculé pour 2003 et pour 2012. Cet indice est passé de -0,08 en 2003 à 0,01 en 2012, de sorte que le niveau moyen d'anxiété mathématique des élèves canadiens de 15 ans ayant participé au PISA a connu une hausse de 0,09 entre 2003 et 2012. Bien que, pendant cette même

période, le niveau moyen d'anxiété mathématique a connu une hausse statistiquement significative de 0,03 dans les 30 pays ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, l'ampleur de la hausse enregistrée au Canada a placé le pays au 9^e rang sur 30 pays.

Concernant le niveau d'anxiété mathématique selon le genre, les résultats du PISA de 2003 et de 2012 ont montré que le Canada est l'un des nombreux pays où les filles se sont dit plus anxieuses vis-à-vis des mathématiques que les garçons. En effet, alors que les garçons canadiens ont fait état d'un indice moyen d'anxiété mathématique de -0,25 en 2003 et de -0,19 en 2012, les filles canadiennes ont fait état d'un indice moyen de 0,08 en 2003 et de 0,20 en 2012 (OCDE, 2005a; OCDE, 2014b). Ainsi, avec un écart moyen d'anxiété mathématique selon le genre de 0,33 en 2003 et de 0,39 en 2012, le Canada s'est classé au 4^e rang sur 30 pays/économies en 2012 pour l'importance de la disparité du phénomène selon le genre (OCDE, 2014b, chap.4, Annexe B1, Tableau III.4.3d). La disparité moyenne d'anxiété mathématique a été de 0,29 en 2012 dans les pays membres de l'OCDE (OCDE, 2014b).

1.3.2 Liens entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques des élèves canadiens ayant participé au PISA de 2003 et de 2012

Les résultats du PISA de 2003 et de 2012 ont révélé un lien linéaire négatif entre le niveau d'anxiété mathématique des élèves canadiens et leurs performances en mathématiques. En effet, en 2003 et en 2012, des corrélations linéaires respectives de -0,40 et -0,41 ont été observées entre les deux phénomènes. À titre de comparaison, des corrélations linéaires respectives de -0,36 et -0,38 ont été enregistrées dans les pays de l'OCDE entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques, en 2003 et en 2012. La corrélation linéaire observée au Canada en 2012 place le pays au sein des dix nations où le lien linéaire anxiété mathématique/performances en mathématique s'est avéré le plus élevé, à ce cycle du PISA (OCDE, 2014b).

L'analyse de régression effectuée sur les données canadiennes du PISA de 2012 a montré qu'en moyenne, une augmentation d'une unité de l'indice d'anxiété vis-à-vis des mathématiques était associée à une diminution de 34 points des performances en mathématiques. Cette même valeur

a été observée sur les données issues de l'ensemble des pays membres de l'OCDE. Une telle diminution correspond à « près d'une année de scolarité » (OCDE, 2014b, p. 105).

1.4 Objectif général de l'étude

Les résultats des élèves canadiens ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 montrent qu'il y a lieu de penser que l'anxiété mathématique puisse expliquer, en partie, les écarts de performance observés entre les garçons et les filles, en mathématiques, au Québec. En effet, en 2012, le Canada s'est classé au 4^e rang sur 30 pays en raison de l'important écart d'anxiété mathématique selon le genre qui y a été observé, puis le pays s'est aussi classé dans le premier tiers des pays/économies de l'OCDE pour l'importance du lien négatif anxiété mathématique/performances qui y a été enregistré.

Toutefois, bien que les données du PISA soient des données publiques, à notre connaissance, aucune étude n'a eu pour objectif d'étudier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons québécois, puis de documenter le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves, à partir des données du PISA de 2003 et de 2012. Qui plus est, à notre connaissance, aucune étude n'a eu pour but de documenter ces phénomènes, à grande échelle, à partir de quelques sources de données que ce soit, au Québec.

Dans le contexte, il apparaît pertinent de tirer profit des données du PISA, des données disponibles sur deux cycles, pour quantifier la disparité d'anxiété mathématique selon le genre, chez les élèves québécois, puis pour étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves. Les résultats obtenus pourront par la suite servir d'assises pour identifier des facteurs permettant d'expliquer les écarts observés, puisqu'en effet, les données du PISA documentent plusieurs des facteurs mis en cause pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons (ces facteurs seront présentés au chapitre 2).

Cependant, comme les élèves québécois ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 se subdivisent en deux sous-groupes (les élèves issus du système scolaire francophone et les élèves issus du système scolaire anglophone) et que des analyses secondaires, menées par le Conseil des

ministres de l'Éducation du Canada révèlent, pour l'ensemble des cycles du PISA depuis 2006, que les élèves québécois issus du système francophone obtiennent en moyenne des performances en mathématiques supérieures à celles des élèves issus du système anglophone (Bussière et al., 2007; Knighton et al., 2010; Brochu et al., 2013; O'Grady et al., 2016; O'Grady et al., 2019), nous faisons le choix, dans le cadre de cette thèse, de nous concentrer sur le sous-groupe d'élèves majoritaire au Québec : les élèves issus du système scolaire francophone. Avant de procéder de la sorte, nous avons mené des analyses préliminaires confirmant, dans ce sous-groupe, la présence des mêmes écarts de performance selon le genre que ceux révélés pour l'ensemble des élèves québécois ayant participé au PISA de 2003 et de 2012. Les résultats de ces analyses sont présentés dans les Tableaux 8, 9 et 10.

Dès lors, nous utiliserons l'expression « élèves québécois francophones » afin de désigner les élèves québécois issus d'écoles du système scolaire francophone. De ce fait, nous énonçons l'objectif général de notre recherche comme suit : **quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques et ensuite, identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012.**

Tableau 8

Comparaisons des performances en mathématiques des garçons et des filles chez les Québécois francophones et chez l'ensemble des Québécois ayant participé au PISA de 2003 et de 2012

Échantillon	2003							2012						
	Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons – filles)			Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons – filles)		
	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
Québécois francophones	539,47	4,95	532,38	6,15	7,09	4,93	0,150	543,17	4,65	531,06	4,03	12,11	4,98	0,015
Tous les Québécois	541,00	5,70	534,00	4,70	7,00	4,60	> ,05	541,00	4,30	531,00	3,80	10,00	4,30	< ,05

Note. *M* = moyenne, *Er.t.* = erreur type; *p* = valeur *p*. Les résultats pour les Québécois francophones sont issus d'analyses personnelles. Les résultats pour l'ensemble des Québécois pour 2003 et pour 2012 ont été tirés respectivement de Bussière et al. (2004) et Brochu et al. (2013).

Tableau 9

Pourcentage d'élèves québécois ayant participé au PISA de 2003 dont les performances se situent sous le niveau 2 et dans les niveaux 5 et 6 de l'échelle de compétence, selon le genre

Échantillon	Niveau de compétence sous le niveau 2							Niveaux de compétence 5 et 6						
	Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons - filles)			Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons - filles)		
	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
Québécois francophones	12,3	1,7	10,5	1,5	1,8	1,7	0,320	26,4	2,3	20,1	1,7	6,3	2,0	0,002
Tous les Québécois	11,7	1,6	9,6	1,1	2,10	1,4	0,151	25,9	2,1	19,3	1,5	6,6	1,8	< ,001

Note. *Er.t.* = erreur type; *p* = valeur *p*. Les résultats pour les Québécois francophones sont issus d'analyses personnelles. Les résultats pour l'ensemble des Québécois pour 2003 ont été tirés respectivement de Bussière et al. (2004).

Tableau 10

Pourcentage d'élèves québécois ayant participé au PISA de 2012 dont les performances se situent sous le niveau 2 et dans les niveaux 5 et 6 de l'échelle de compétence, selon le genre

Échantillon	Niveau de compétence sous le niveau 2							Niveaux de compétence 5 et 6						
	Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons - filles)			Garçons		Filles		Différence selon le genre (Garçons - filles)		
	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
Québécois francophones	10,0	1,7	11,8	1,3	-1,8	2,0	0,372	25,7	1,9	19,3	1,6	6,4	2,2	0,003
Tous les Québécois	10,5	1,5	11,8	1,1	-1,5	2,4	> ,05	25,3	1,8	19,5	1,5	5,8	1,9	< ,05

Note. *Er.t.* = erreur type; *p* = valeur *p*. Les résultats pour les Québécois francophones sont issus d'analyses personnelles. Les résultats pour l'ensemble des québécois pour 2012 ont été tirés respectivement de Brochu et al. (2013).

2 Chapitre 2 – Le cadre théorique

Ce chapitre vise à fournir les assises théoriques qui nous permettront de répondre à l'objectif général de notre recherche, à savoir quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques et ensuite, identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012. Pour ce faire, ce chapitre est divisé en cinq sections.

À la section 2.1, nous retraçons l'histoire de la recherche sur le concept d'anxiété mathématique. À la section 2.2, nous présentons les principales recherches ayant documenté les écarts d'anxiété mathématique, entre les filles et les garçons, de même que celles ayant documenté le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, selon le genre. À la section 2.3, nous présentons les trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances proposées jusqu'à ce jour. À la section 2.4, nous proposons un modèle théorique qui comporte notamment l'avantage d'inclure les trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques. À la section 2.5, nous explorons, à partir de ce modèle théorique, les pistes évoquées à ce jour pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique, entre les filles et les garçons. De là, nous formulons les objectifs spécifiques de notre recherche. Nous terminons ce chapitre en présentant les trois articles de la thèse qui font l'objet des chapitres 3, 4 et 5.

2.1 Historique de la recherche sur l'anxiété mathématique

Selon Ashcraft et Ridley (2005), Gough (1954) aurait été la première à émettre l'hypothèse que les mathématiques puissent déclencher, chez certains apprenants, une forme d'anxiété particulière, susceptible de nuire aux apprentissages et aux performances dans le domaine. En effet, en cherchant à comprendre pourquoi certains individus très performants académiquement parvenaient difficilement à réussir en mathématiques (Suárez-Pellicioni et al., 2016), Gough aurait proposé le concept de « mathémaphobie ». En 1957, Dreger et Aiken ont publié un premier

outil d'évaluation de ce phénomène en ajoutant trois questions à un instrument de mesure déjà existant, le *Taylor Manifest Anxiety Scale* (Taylor, 1953).

Le concept d' « anxiété mathématique », quant à lui, a été introduit officiellement par Richardson et Suinn en 1972. En effet, au moment de soumettre le premier instrument de mesure formel du phénomène, le *MARS (Mathematics Anxiety Rating Scale)*, ces derniers ont défini le concept comme « une sensation de tension et d'anxiété qui interfère avec la manipulation des nombres et la résolution de problèmes mathématiques dans une grande diversité de situations de la vie courante et de situations académiques [traduction libre] » (Richardson et Suinn, 1972, p.551).

Suite à la publication du *MARS*, une panoplie d'autres instruments de mesure de l'anxiété mathématique ont vu le jour : le *sMARS (25-items shortened Mathematics Anxiety Rating Scale; Alexander et Martray, 1989)*, le *MAS (12-items Mathematics Anxiety Scale; Fennema-Sherman, 1976)*, l'*ATMS (6-items Anxiety Towards Mathematics Scale; Sandman, 1980)*, le *AMAS (9-items Abbreviated Math Anxiety Scale; Hopko et al., 2003)* ou encore le *MARS 30-Brief scale* (Pletzer et al., 2016). Alors que ces instruments ont été développés pour appréhender le phénomène principalement chez les adolescents et les adultes, le *MAAQ (Mathematics Attitude and Anxiety Questionnaire, Thomas et Dowker, 2000, Dowker et al., 2012)*, lui, a été développé pour un usage particulier, auprès des enfants.

Malgré le vaste inventaire d'outils permettant d'appréhender le niveau d'anxiété mathématique ressenti par les individus, le *MARS*, doté de bonnes qualités psychométriques (consistance interne $\alpha = 0,97$, fidélité test-retest sur deux semaines de 0,85, Richardson et Suinn, 1972) est demeuré l'instrument de mesure de prédilection, à tout le moins jusqu'à la fin des années 90. C'est d'ailleurs à partir d'un corpus de recherches entièrement menées à l'aide du *MARS* qu'Hembree (1990) a pu fournir la première méta-analyse sur le sujet de l'anxiété mathématique, un article phare dans le domaine.

Après avoir répertorié 151 études publiées entre 1970 et 1990, Hembree (1990) s'est d'abord vu en mesure de fournir les premiers résultats permettant de distinguer l'anxiété mathématique d'autres formes d'anxiété comme l'anxiété d'évaluation (Alpert et Haber, 1960, cité dans Hembree, 1990), la prédisposition générale à l'anxiété (traduction libre de *general anxiety*

proneness, Spielberger, 1972, cité dans Hembree, 1990, p.40) ou encore les deux composantes de la prédisposition générale à l'anxiété : le trait d'anxiété chronique et l'état anxieux transitoire (traductions libres de *chronic A-trait* et *transitory A-state*, Spielberger, 1972, cité dans Hembree, 1990, p.40). En effet, à partir des corrélations obtenues entre chacun de ces concepts et l'anxiété mathématique (voir le Tableau 11), Hembree (1990) a proposé de traiter l'anxiété mathématique comme un concept à part entière ; une conclusion largement citée dans les écrits subséquents sur l'anxiété mathématique.

Tableau 11

Corrélations entre l'anxiété mathématique et d'autres formes d'anxiété

Lien entre anxiété mathématique et...	Corrélations
anxiété d'évaluation	postsecondaire : 0,52 ($p < ,01$)
prédisposition générale à l'anxiété (<i>general anxiety proneness</i>)	6 ^e , 8 ^e -10 ^e année et postsecondaire : 0,35 ($p < ,01$)
trait d'anxiété chronique (<i>chronic A-Trait anxiety</i>)	postsecondaire : 0,38 ($p < ,01$)
état anxieux transitoire (<i>transitory A-State anxiety</i>)	postsecondaire : 0,42 ($p < ,01$)

Note. p = valeur p . Les informations sont tirées de Hembree, 1990, p.40.

Grâce à sa méta-analyse, Hembree (1990) s'est aussi vu en mesure de mettre en exergue l'importance académique du phénomène. En effet, ses résultats ont révélé 1) un lien linéaire négatif entre l'anxiété mathématique et les performances dans le domaine 2) une association positive entre l'anxiété mathématique et l'évitement des cours de mathématiques et 3) une association négative entre l'anxiété mathématique et plusieurs concepts de nature motivationnelle reconnus pour leur corrélation avec les performances dans le domaine (p.ex. concept de soi en mathématiques, plaisir en mathématiques, perception d'utilité des mathématiques) (voir le Tableau 12).

Tableau 12

Corrélations entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques, l'évitement des mathématiques ainsi que divers concepts de nature motivationnelle liés aux performances en mathématiques

	Lien entre anxiété mathématique et...	Corrélations
performances en mathématiques	9 ^e à 12 ^e année	-0,30 ($p < ,01$)
	Postsecondaire	-0,27 ($p > ,01$)
évitement des cours de mathématiques	nombre de cours de mathématiques suivis au secondaire	-0,31 ($p < ,01$)
	intention de suivre davantage de cours de mathématiques au postsecondaire	-0,32 ($p < ,01$)
divers concepts liés aux performances en mathématiques	concept de soi en mathématiques 5 ^e -8 ^e , 11 ^e année et postsecondaire	-0,71 ($p < ,01$)
	plaisir en mathématiques- 5 ^e à 12 ^e année	-0,75 ($p < ,01$)
	perception d'utilité des mathématiques	-0,37 ($p < ,01$)

Note. p = valeur p . Les informations sont tirées de Hembree, 1990, p.38-39.

À la suite d'Hembree (1990), des chercheurs comme Ma, Faust, Ashcraft et leurs collaborateurs se sont aussi intéressés à l'anxiété mathématique. Ma (1999) a soumis une deuxième méta-analyse sur le sujet. À partir de 26 études publiées entre 1970 et 1999, il a relevé une corrélation de -0,3 entre l'anxiété mathématique et les performances chez des élèves de 4^e à 12^e année, corroborant ainsi les résultats relevés pour les élèves de 9^e à 12^e année par Hembree (1990). Pour sa part, Faust (1992) s'est intéressé aux signes et symptômes de l'anxiété mathématique. Il a montré qu'en plus de s'accompagner de ruminations et de pensées négatives, l'anxiété mathématique peut se caractériser par la présence de sudation abondante, de tremblements, d'étourdissements, de nausée, de douleur abdominale, couplés à une augmentation du rythme cardiaque (Faust, 1992). Enfin, Faust, Ashcraft et leurs collaborateurs se sont penchés sur les conséquences cognitives du phénomène. Les recherches menées par ces auteurs ont culminé, en 2001, avec la publication d'un article, devenu le plus cité sur le sujet entre 2000 et 2018 (Erzolu et Karakus, 2019). Il s'agit de l'article d'Ashcraft et Kirk (2001) dans lequel les auteurs proposent

une première hypothèse pour expliquer le lien négatif entre l'anxiété mathématique et les performances dans le domaine. Il s'agit de l'hypothèse de l'interférence. Celle-ci sera présentée à la section 2.3.1.

À partir des années 2000, des auteurs comme Maloney, Lyons, Beilock, Ramirez, Shaw, Pekrun et leurs collaborateurs se sont ajoutés à la liste des chercheurs intéressés à l'anxiété mathématique. En 2003, le PISA a même emboîté le pas en intégrant le concept d'anxiété mathématique à la liste des facteurs appréhendés dans le questionnaire contextuel destiné aux élèves (lors des cycles où la culture mathématique fait l'objet de l'évaluation majeure). Ces initiatives ont donné lieu à la publication de 537 articles sur le sujet, entre 2000 et 2018 (Erzolu et Karakus, 2019). Ces études ont abordé le phénomène sous plusieurs angles : portrait descriptif de l'anxiété mathématique et de ses liens avec les performances dans diverses populations, exploration des causes et éléments déclencheurs du phénomène, hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances, études des diverses composantes du concept, etc. (p.ex. Ashcraft et Kirk, 2001; Beilock et al., 2010; Bekdemir, 2010; Carey et al., 2016; Kytälä et Björn, 2010; Maloney et al., 2011; Maloney et al., 2015; Ramirez et al. 2018; Soni et Kurami, 2017; Wang et al., 2015; Stoet et al., 2016).

Malgré toutes ces avancées des 50 ans dernières années en lien avec l'anxiété mathématique, il n'en demeure pas moins qu'encore aujourd'hui, la structure factorielle du concept d'anxiété mathématique reste incertaine (Cipora et al., 2019). En effet, bien que la plupart des chercheurs s'entendent pour dire que l'anxiété mathématique n'est pas un concept unidimensionnel, pour certains, il s'agit d'un concept composé de deux, trois ou même six facteurs, alors que d'autres proposent une structure hiérarchique (Cipora et al., 2019). Pour Suinn et Edwards (1982) et pour Hopko et al. (2003), l'anxiété mathématique, telle qu'appréhendée par le *MARS* et le *AMAS* respectivement, comprend deux facteurs : l'anxiété liée à l'utilisation des mathématiques dans la vie de tous les jours et l'anxiété d'évaluation en mathématiques (appelées l'anxiété numérique, traduction libre de *numerical anxiety* et l'anxiété de test en mathématiques, traduction libre de *math test anxiety* par Suinn et Edwards, 1982, puis appelées l'anxiété d'apprentissage en mathématique, traduction libre de *learning math anxiety* et l'anxiété d'évaluation en mathématique, traduction libre de *math evaluation anxiety* par Hopko et al, 2003). Pour

Alexander et Martray (1989), une structure à trois facteurs explique mieux la variance de l'anxiété mathématique telle qu'appréhendée par le *sMARS* qu'une structure à deux facteurs. Ces trois facteurs sont l'anxiété de test en mathématique, l'anxiété liée à une tâche numérique et l'anxiété liée aux cours de mathématiques (traductions libres de *math test anxiety*, *numerical task anxiety* et *math course anxiety*, respectivement, Cipora et al., 2019, p.21). Pour Pletzer et al. (2016), une structure à six facteurs est celle qui explique le mieux la variance de l'anxiété mathématique telle qu'appréhendée par le *MARS30-Brief scale* (Pletzer et al., 2016). Enfin, pour Yáñez-Marquina et Villardón-Gallego (2017), la structure du concept est hiérarchique. Elle est composée de deux facteurs de premier ordre, l'anxiété mathématique dans la vie de tous les jours et l'anxiété mathématique académique (traductions libres de *everyday life math anxiety* et *academic math anxiety*, Cirapo et al., 2019, p.21), puis deux facteurs de second ordre sont liés à l'anxiété mathématique académique : l'anxiété d'apprentissage en mathématiques et l'anxiété de test en mathématiques (traductions libres de *math learning anxiety* et *math test anxiety*, Cipora et al., 2019, p.21).

Enfin, alors que les structures proposées ci-haut découlent des situations et contextes dans lesquelles l'anxiété mathématique est ressentie, Ho et al. (2000) proposent une structure faisant abstraction de la situation et du contexte. Pour ces auteurs, l'anxiété mathématique est un concept à deux composantes : la composante affective (sensation de tension, appréhension, etc.) et la composante cognitive (les ruminations et pensées négatives).

Cette section montre qu'au fil du temps, le concept d'anxiété mathématique a gagné en importance, que ses contours théoriques se sont précisés, mais qu'encore aujourd'hui sa structure factorielle s'avère incertaine.

2.2 Écarts d'anxiété mathématique selon le genre et lien anxiété mathématique/performances selon le genre

Un certain nombre de recherches menées depuis les années 1990 se sont intéressées aux écarts d'anxiété mathématique moyens, selon le genre. La vaste majorité des recherches menées en ce sens, auprès de populations adolescentes ou auprès de populations adultes, ont montré que de

manière générale, les filles se disent davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons. Parmi ces recherches figurent la méta-analyse d'Hembree (1990), de même que celles d'Hyde et al. (1990) et Else-Quest et al. (2010). Hembree a fait état d'écarts dans le niveau moyen d'anxiété mathématique des garçons et des filles, dont les tailles d'effet se sont élevées à 0,19, chez les élèves de 5^e à 12^e année, puis à 0,31, chez les étudiants de niveau postsecondaire (les tailles d'effet ont été calculées à la manière suggérée par Glass et al., 1981, cité dans Hembree, 1990, p.37). À partir de 70 études publiées entre 1967 et 1988, Hyde et al. (1990) ont aussi fait état de différences, chez les filles et les garçons de 11 à 25 ans, dont la taille d'effet s'est élevée à 0,16 (taille d'effet calculée à la manière suggérée par Hedges et Becker, 1986, cité dans Hyde et al., 1990, p.305). Pour sa part, la méta-analyse d'Else-Quest et al. (2010), effectuée à partir d'une analyse secondaire des données internationales du PISA de 2003 et du *TIMSS* 8^e année de 2003 (493 495 élèves âgés de 14 à 16 ans), a fait état d'une différence dont la taille d'effet a été de 0,28 (taille d'effet calculée à la manière de Hedges et Becker, 1986, cité dans Else Quest et al., 2010, p.115).

En ce qui a trait au lien linéaire négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, quatre méta-analyses ont documenté les différences selon le genre : celle d'Hembree (1990), celle de Ma (1999), celle de Zhang et al. (2019) et celle de Barroso et al. (2021). La méta-analyse d'Hembree (1990) a fait état d'un lien linéaire négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques plus important chez les garçons que chez les filles, chez les élèves de 5^e à 12^e année ($r = -0,36$ chez les garçons, $r = -0,30$ chez les filles), mais similaire chez les étudiants du postsecondaire ($r = -0,34$). La méta-analyses de Ma (1999) a fait état d'un lien linéaire négatif anxiété mathématique/performances similaire, chez les garçons et chez les filles de 4^e à 12^e année. À partir de 49 études publiées entre 2000 et 2019, Zhang et al. (2019) ont révélé un lien linéaire négatif équivalent chez les garçons et les filles, chez des élèves de niveau primaire et secondaire, puis des étudiants de niveau postsecondaire. Enfin, à partir de 747 tailles d'effet, Barroso et al. (2021) ont également fait état d'un lien linéaire négatif équivalent chez les garçons et les filles, chez des élèves de niveau primaire et secondaire, puis des étudiants de niveau postsecondaire. Ainsi, contrairement à la méta-analyse d'Hembree (1990) qui a révélé un effet

modérateur du genre sur le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, celles de Ma (1999), Zhang et al. (2019) et Barroso et al. (2021) n'ont pas révélé cet effet modérateur.

Cette section montre que l'ensemble des méta-analyses publiées à ce jour ont fait état, au sein de populations adolescentes et adultes, d'écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons. En effet, dans l'ensemble de ces méta-analyses les filles ont rapporté un niveau moyen d'anxiété mathématique plus élevé. Enfin, en ce qui a trait au lien entre anxiété mathématique et performances, bien que l'ensemble des méta-analyses aient révélé un lien négatif, une seule a fait état d'un effet modérateur du genre sur cette relation.

2.3 Trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques

Dans cette section, nous présentons trois hypothèses, proposées entre les années 2000 et 2018, afin d'expliquer le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques. À la section 2.3.1 nous présentons l'hypothèse de l'interférence (Ashcraft et Kirk, 2001; Carey et al., 2016; traduction libre de *disruption account*, Ramirez et al., 2018, p.146), l'hypothèse selon laquelle l'anxiété mathématique (la cause) nuit aux performances dans le domaine (la conséquence) en diminuant les capacités cognitives des individus. À la section 2.3.2 nous exposons l'hypothèse du déficit (Maloney et al., 2011; Carey et al., 2016; traduction libre de *reduced competency account*, Ramirez et al., 2018, p.146) qui stipule que ce sont les piètres performances en mathématiques (la cause) qui engendrent l'anxiété mathématique (la conséquence). Enfin, à la section 2.3.3, nous présentons l'hypothèse de l'interprétation (traduction libre de *interpretation account*, Ramirez et al. 2018), une hypothèse qui stipule que l'anxiété mathématique découle d'un certain nombre de perceptions de l'individu.

2.3.1 Hypothèse de l'interférence

L'hypothèse de l'interférence stipule que c'est l'anxiété mathématique qui cause les mauvaises performances en mathématiques. Selon cette perspective, deux concepts entrent en jeu pour expliquer la relation négative anxiété mathématique/performances : 1) la mémoire de travail, un système cognitif lié à la mémoire à court terme (Baddeley et Hitch, 1974; Baddeley, 1992; Miyake

et Shah, 1999), responsable d'inhiber les informations non pertinentes à la résolution d'un problème puis d'emmagasiner les informations pertinentes (faits mathématiques, données importantes tirées de l'énoncé du problème, etc.) (Baddeley et Hitch, 1974; Geary et Widaman, 1992; Beilock et Carr, 2005; Raghubar et al., 2010) et 2) l'évitement des mathématiques. Dans ce qui suit, les mécanismes d'action présumés de ces deux concepts sont exposés, puis au terme de cette section, une figure est présentée en guise de résumé.

2.3.1.1 Mémoire de travail

L'idée de s'intéresser à la mémoire de travail pour expliquer l'association négative entre l'anxiété mathématique et les performances découle en partie de travaux menés par Geary et Widaman (1992) et par Faust et al. (1996). Dans le premier cas, Geary et Widaman (1992) ont montré que, lors de la résolution de problèmes arithmétiques (notamment des additions avec retenue), plus la capacité de la mémoire de travail est élevée, plus les réponses ont des chances d'être exactes, puis plus les temps de réaction ont des chances d'être courts. Par la suite, Faust et al. (1996) ont montré que, comparativement aux individus qui font état d'un faible niveau d'anxiété mathématique, ceux qui disent ressentir un niveau élevé d'anxiété mathématique prennent significativement plus de temps et font significativement plus d'erreurs au moment d'additionner des nombres à deux chiffres avec retenue (p.ex. $27+19$).

Au vu des constats tirés dans ces deux articles, Ashcraft et Kirk (2001) ont voulu tester l'hypothèse suivante : en consommant une partie des capacités limitées de la mémoire de travail, l'anxiété mathématique nuit aux performances dans le domaine. Pour ce faire, ils ont mené trois recherches auprès d'étudiants universitaires de premier cycle en psychologie. Dans chacune de ces recherches, ils ont classé les étudiants selon leur niveau d'anxiété mathématique (faible, moyen et élevé, à partir du *SMARS* proposé par Alexander et Martray, 1989), puis ils les ont soumis à des tâches doubles : des tâches constituées d'un exercice primaire (de mathématiques ou de langue) et d'un exercice secondaire (de mémorisation). L'exercice secondaire a été ajouté dans le but de solliciter davantage les ressources de la mémoire de travail (les deux tâches compétitionnent pour les mêmes ressources, Ashcraft et Kirk, 2001). À chacune des tâches, ils ont mesuré les temps de réaction et les pourcentages d'erreurs commises par les participants.

Dans la première étude, ils ont demandé aux participants de résoudre les tâches doubles suivantes : des équations arithmétiques simples (par exemple, $5 + 2 = ?$) avec mémorisation du dernier chiffre de l'équation et des tâches langagières simples (« L'enfant dans l'auto veut arrêter prendre une crème glacée. », où est l'enfant ?) avec mémorisation du dernier mot. Ils ont montré que, comparativement aux participants qui se disent moyennement ou faiblement anxieux, les individus qui se disent plus anxieux à l'égard des mathématiques ont obtenu des temps de réaction et des pourcentages d'erreur plus élevés dans les deux types de tâches, plus particulièrement dans les tâches mathématiques.

Dans la deuxième étude, ils ont soumis les participants uniquement à des épreuves mathématiques, mais d'un niveau de complexité croissant. Pour ce faire, ils ont demandé aux candidats d'effectuer des additions sans retenue (de deux chiffres, d'un chiffre et d'un nombre, puis de deux nombres), puis de mémoriser parfois 2 lettres, parfois 6 lettres. Ils leur ont aussi demandé de faire les mêmes types d'addition mais cette fois, avec des retenues, tout en combinant la tâche avec une étape finale de mémorisation. Comme attendu, les épreuves les moins bien réussies par les trois groupes ont été celles de deux nombres avec retenue combinées à la mémorisation de 6 lettres, parce que ce sont celles qui sollicitent le plus les ressources de la mémoire de travail. Les individus les plus anxieux les ont particulièrement moins bien réussies. Ils ont obtenu des temps de réaction et des pourcentages d'erreur statistiquement plus élevés que les individus moyennement et faiblement anxieux.

Enfin, dans la troisième étude, Ashcraft et Kirk (2001) ont voulu montrer que les constats tirés des deux premières études peuvent être généralisés à des tâches mathématiques d'une nature autre qu'arithmétique. Pour ce faire, ils ont demandé aux participants de résoudre des tâches de transformation de type « alphabétique numérique », comme par exemple, « Si $A + 3 = D$, transformer la séquence A B V H en effectuant + 3 à chaque lettre de la séquence et terminer la tâche en rapportant, de mémoire, la séquence de lettres initialement proposée » (Ashcraft et Kirk, 2001). Encore une fois, les individus qui se disent les plus anxieux ont obtenu des temps de réaction et des pourcentages d'erreurs significativement plus élevés que les individus qui se disent moyennement ou faiblement anxieux.

À partir des résultats de ces trois études, Ashcraft et Kirk (2001) ont conclu que l'anxiété mathématique nuit à la résolution de problèmes mathématique et donc aux performances dans le domaine en interférant avec la mémoire de travail. Ashcraft et Kirk (2001) ont ajouté, sans toutefois le montrer, que la perturbation de la mémoire de travail observée chez les individus qui présentent un niveau élevé d'anxiété mathématique serait due à la nécessité, pour ces individus, de gérer des ruminations et pensées négatives. Ashcraft et Kirk (2001) ont effectué cet ajout au vu des éléments suivants : 1) Eysenck et Calvo avaient déjà montré, en 1992, que les ruminations et pensées négatives caractéristiques de certaines formes d'anxiété (comme la prédisposition générale à l'anxiété) réduisent les habiletés cognitives en consommant une partie des capacités limitées de la mémoire de travail et 2) Faust (1992) avait montré que les individus qui disent ressentir un niveau élevé d'anxiété mathématique ont davantage de ruminations et de pensées négatives lors de la résolution d'une tâche mathématique que les individus moins anxieux à l'égard des mathématiques.

Des études novatrices dans le domaine de l'anxiété mathématique sont par la suite venues corroborer les conclusions d'Ashcraft et Kirk (2001). Dans un premier temps, Young et al. (2012) ont montré, à l'aide de la neuroimagerie fonctionnelle, chez des enfants de 7 à 9 ans, que l'anxiété mathématique est associée à une augmentation de l'activité cérébrale de l'amygdale droite, une zone du cerveau responsable d'atténuer les ruminations et pensées négatives. Comme Young et al. (2012) ont contrôlé leurs analyses pour des facteurs tels l'intelligence, la capacité de la mémoire de travail et le niveau d'anxiété, ils ont stipulé que ces facteurs ne peuvent expliquer les résultats observés. Ils ont conclu que l'augmentation d'activité observée est compatible avec la nécessité, pour les individus anxieux à l'égard des mathématiques, de gérer des ruminations et pensées négatives.

Dans la même lignée, Pletzer et al. (2015) se sont intéressés à un phénomène appelé l'efficacité neurale, une réaction caractérisée par l'activation de régions associées à la mémoire de travail (cortex préfrontal dorsolatéral) et par la désactivation de zones non liées. Ils ont retrouvé des signes d'efficacité neurale chez les individus qui se disent peu ou pas anxieux, lorsque ceux-ci s'engagent dans la résolution de problèmes mathématiques. Par contre, chez les individus qui se disent plus anxieux à l'égard des mathématiques, ils ont retrouvé une désactivation moindre

qu'attendue des zones non liées, de nouvelles observations compatibles avec la nécessité de gérer des ruminations et pensées négatives (Carey et al., 2016).

Enfin, dans le cadre d'une autre étude, menée par Sarkar et al. (2014), des individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques et des individus qui se disent peu ou pas anxieux ont reçu soit une stimulation par courant direct transcranial (*tDCS* pour *transcranial direct current stimulation*) du cortex préfrontal dorsolatéral (zone associée à la mémoire de travail), soit un traitement placebo. Les résultats ont montré que, chez les individus qui se disent les plus anxieux à l'égard des mathématiques, ceux qui ont reçu la stimulation par courant direct transcranial ont résolu leurs problèmes mathématiques plus rapidement, comparativement aux individus qui se disent les plus anxieux et qui ont reçu le traitement placebo. Les résultats de cette étude viennent soutenir les résultats d'Ashcraft et Kirk (2001) à l'effet que l'anxiété mathématique réduit les performances en mathématiques en consommant une partie des capacités limitées de la mémoire de travail. En effet, un traitement visant à stimuler la mémoire de travail a amélioré les performances.

2.3.1.2 Évitement

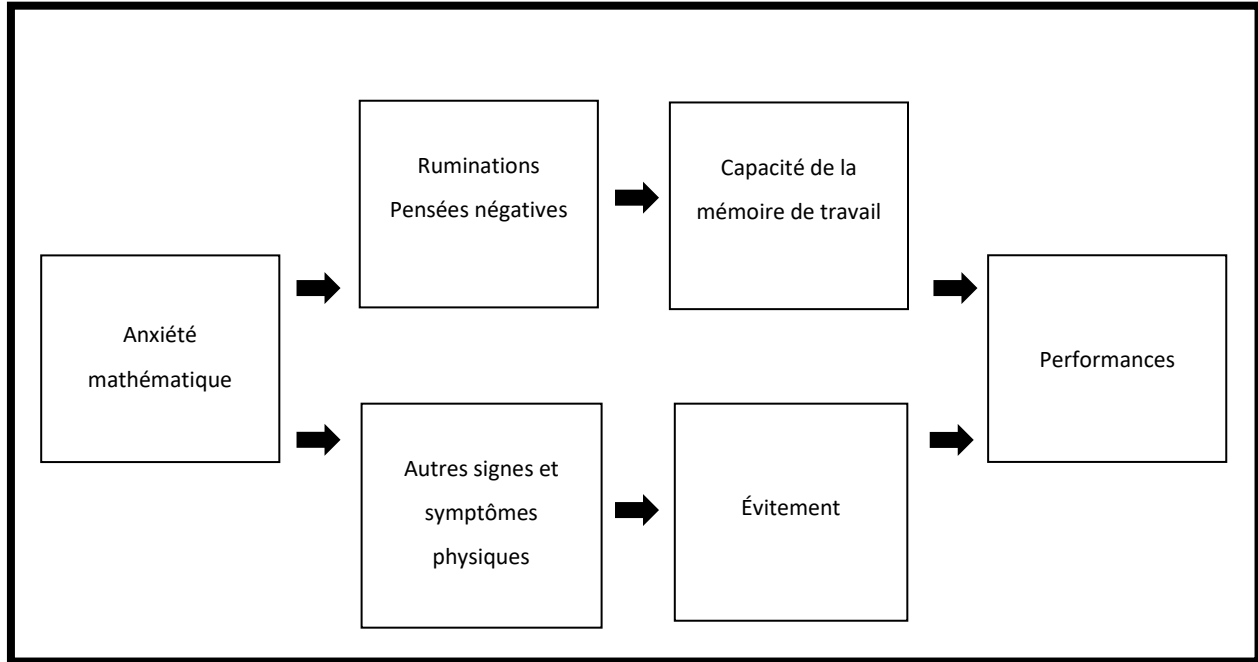
Pour Ashcraft et Kirk (2001), l'évitement des mathématiques, associée positivement à l'anxiété mathématique (Hembree, 1990), s'ajouterait à la perturbation de la capacité de la mémoire de travail pour expliquer l'influence négative de l'anxiété mathématique sur les performances dans le domaine. En évitant les mathématiques, les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques auraient moins d'opportunités de développer leurs compétences dans le domaine et seraient, en conséquence, moins performants. À partir des résultats de leurs trois études, Ashcraft et Kirk (2001) ont pu corroborer les résultats d'Hembree (1990) sur le sujet. En effet, Ashcraft et Kirk (2001) ont fait état d'une corrélation de -0,45 entre le nombre de cours de mathématiques suivis au secondaire et l'anxiété mathématique ressentie par leurs participants, alors qu'Hembree (1990) avait relevé une corrélation de -0,31 entre le nombre de cours de mathématiques suivis au secondaire et le niveau d'anxiété mathématique puis, une corrélation de -0,32 entre l'intention de suivre davantage de cours de mathématiques et le niveau d'anxiété mathématique, chez des étudiants du postsecondaire.

En 2012, Lyons et Beilock ont mené une recherche en neuroimagerie fonctionnelle qui permet d'expliquer, en partie, les raisons de cet évitement. Lyons et Beilock ont montré que l'anticipation d'une tâche mathématique déclenche, chez les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques, une augmentation de l'activité dans le cortex insulaire dorso-postérieur, une zone impliquée dans la perception de la douleur. Ainsi, pour ces individus, « [...] le simple fait de savoir qu'ils vont se retrouver devant un problème mathématique peut être douloureux. » (OCDE, 2014b, p.100). Lyons et Beilock (2012) ont suggéré, à partir de ce moment, que les manifestations physiologiques désagréables du phénomène pousseraient les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques à éviter les situations mathématiques, lorsque cela est envisageable, ou à exécuter les tâches le plus rapidement possible, lorsqu'elles ne peuvent être évitées. Pour ces individus, éviter les mathématiques serait aussi naturel que de chercher à éviter une douleur (OCDE, 2014b). L'évitement des mathématiques peut se manifester à court terme, par le fait d'exécuter les tâches le plus rapidement possible, ou à moyen et long terme, en évitant les cours optionnels de mathématiques, en évitant les programmes de formation liés aux mathématiques et même, en évitant les professions liées aux mathématiques (Hembree, 1990; Ashcraft et Kirk, 2001).

Pour conclure cette section, nous proposons, à la Figure 1, une synthèse de l'hypothèse de l'interférence, telle que proposée par Ashcraft et Kirk (2001). Nous pouvons y voir que la capacité de la mémoire de travail et l'évitement entre tous deux en jeu pour expliquer le lien linéaire négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques.

Figure 1

Hypothèse de l'interférence (Ashcraft et Kirk, 2001).



Note. Représentation personnelle de l'hypothèse de l'interférence.

2.3.2 Hypothèse d'un déficit dans les habiletés de base en mathématiques

Bien que selon Ashcraft et Kirk (2001), ce soit l'anxiété mathématique qui explique les piètres performances en mathématiques, des résultats, proposés par Maloney et ses collègues, viennent supporter l'hypothèse inverse. Selon cette deuxième hypothèse, l'anxiété mathématique serait une conséquence et les moins bonnes performances, la cause. Les moins bonnes performances des individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques découleraient d'un déficit, dès l'enfance, de l'une ou l'autre des trois habiletés de base suivantes en mathématiques : l'habileté à dénombrer des objets, l'habileté à ordonner des nombres et l'habileté spatiale (l'habileté à représenter et transformer l'informations symbolique, non-linguistique, Gardner, 1983, cité dans Maloney et al., 2012). Ces trois habiletés, dont le développement s'amorcerait dès le préscolaire, constitueraient des fondements nécessaires à la compréhension de concepts mathématiques plus complexes (Maloney et al., 2010; Maloney et al., 2011; Maloney et al., 2012; Ferguson et al., 2015; Maloney, 2016; Ramirez et al., 2018). Dans

ce qui suit, nous présentons quatre études menées par Maloney et ses collaborateurs qui proposent des résultats supportant cette hypothèse.

Dans la première étude, Maloney et al. (2010) ont cherché à montrer que les individus qui disent ressentir un niveau élevé d'anxiété mathématique présentent un déficit au niveau de l'habileté à dénombrer des objets. Pour ce faire, ils ont recruté 28 étudiants universitaires canadiens de premier cycle dont 14 présentaient un niveau élevé d'anxiété mathématique. Ils leur ont demandé d'identifier le nombre de blocs sur des images constituées de 1 à 9 blocs, sachant qu'à partir de 5 blocs, il est nécessaire de les compter un par un (Trick et Pylyshyn, 1993). Les résultats ont montré qu'à partir de 5 objets, les individus qui se disent plus anxieux à l'égard des mathématiques ont fait significativement plus d'erreurs que les individus qui se disent moins anxieux. Les individus qui se disent plus anxieux ont aussi été plus lents à fournir leurs réponses que les individus qui se disent moins anxieux.

Comme l'habileté à dénombrer des objets est considérée une habileté de base essentielle à l'acquisition de l'arithmétique, le fait de présenter des faiblesses à ce niveau risque de compromettre l'acquisition d'habiletés mathématiques plus complexes (Aunola et al., 2004). Les résultats de cette étude ont amené Maloney et al. (2010) à proposer, pour la première fois, que l'anxiété mathématique pourrait découler de faiblesses au niveau des habiletés de base en mathématiques.

Dans la deuxième étude, Maloney et al. (2011) se sont intéressés à la relation entre l'anxiété mathématique et l'habileté à ordonner des nombres, une habileté qui sollicite la *droite numérique mentale* des individus, une représentation mentale de la position des nombres (Beilock et Maloney, 2015). Selon Holloway et Ansari (2008), le niveau de précision de la droite numérique mentale d'un individu détermine sa capacité à juger adéquatement de l'ordre de grandeur des nombres : plus la distance entre deux nombres est petite, plus la droite numérique mentale de l'individu doit être précise, afin de les ordonner correctement.

Maloney et al. (2011) ont recruté 48 étudiants universitaires canadiens de premier cycle et ont élaboré deux types de tâches : une première qui consiste à déterminer si un chiffre qui apparaît à l'écran se situe au-dessus ou au-dessous de 5, puis une deuxième qui consiste à identifier, parmi

deux chiffres, celui qui a la plus grande valeur. Pour chacune de ces deux tâches, les chercheurs ont noté les temps de réponse des participants ainsi que la distance entre les chiffres présentés. Ils ont retrouvé, chez les participants qui disent ressentir un niveau élevé d'anxiété mathématique (24 des 48 participants), des temps de réaction significativement plus longs pour les chiffres rapprochés que pour les chiffres éloignés. Par contre, chez les individus qui se disent peu ou pas anxieux, ils ont obtenu des temps comparables entre les chiffres rapprochés et éloignés. Ils ont conclu que les individus qui disent ressentir un niveau élevé d'anxiété mathématique semblent avoir une représentation mentale des nombres moins précise que ceux qui disent souffrir peu ou pas de cette forme d'anxiété. Ces résultats ont amené Maloney et al. (2010) à proposer que l'anxiété mathématique pourrait découler de faiblesses au niveau des habiletés de base en mathématiques.

Dans deux autres recherches, Maloney et ses collègues, se sont intéressés au lien entre l'anxiété mathématique et l'habileté spatiale, une autre habileté qui, en mathématiques, constitue un prédicteur important de la réussite (p.ex. Gunderson et al., 2012; Uttal et al., 2013). Dans leur première recherche, Maloney et al. (2012) ont mené deux études, une première avec un échantillon de 108 étudiants universitaires canadiens de premier cycle et une deuxième avec 248 adultes âgés de 18 à 78 ans. Ils ont soumis les participants des deux études aux instruments suivants: le *Object-Spatial Imagery Questionnaire (OSIQ)*; Blajenkova et al., 2006), qui évalue notamment l'habileté spatiale des individus en déterminant leur capacité à identifier l'apparence d'un objet 3D après rotation dans l'espace, puis le *AMAS* (Hopko et al., 2003) qui évalue le niveau d'anxiété mathématique. Maloney et al. (2012) ont montré, avec les deux groupes de participants, que leur niveau d'habileté spatiale était lié négativement à leur niveau d'anxiété mathématique ($\beta = -0,45, p < 0,01$ dans la première étude et $\beta = -0,38, p < 0,01$, dans la deuxième étude).

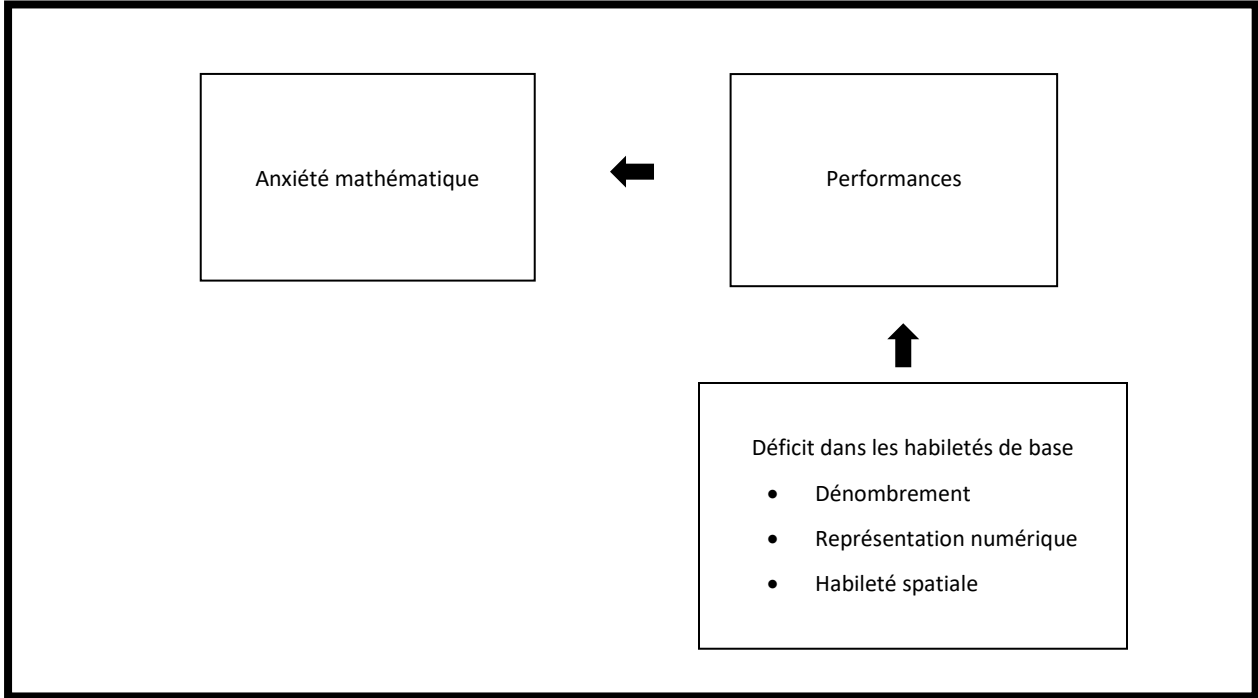
Dans la deuxième recherche, Ferguson et al. (2015) se sont intéressés au lien entre l'anxiété mathématique et les habiletés spatiale à petite et à grande échelle. Dans un premier temps, ils ont recruté 302 étudiants universitaires canadiens de premier cycle. Ils les ont soumis au *AMAS* pour évaluer leur niveau d'anxiété mathématique, au *Revised Purdue Spatial Visualization Test* (Yoon, 2011) pour évaluer l'habileté spatiale à petite échelle (un outil constitué de 30 tâches de

rotation mentale d'objet 3D avec réponses à choix multiples) et au *Money Road Map Test of Directional Sense* (Money et al., 1965) pour évaluer l'habileté spatiale à grande échelle (un test qui consiste à se déplacer sur une carte routière). Ils ont relevé une corrélation de -0,22 ($p < 0,01$) entre l'anxiété mathématique et l'habileté spatiale à petite échelle et une autre de -0,13 ($p < 0,05$) entre l'anxiété mathématique et l'habileté spatiale à grande échelle. Vu la petite taille de ces corrélations, ils ont repris l'étude auprès d'un échantillon 369 adultes américains. Ils ont obtenu des corrélations de -0,18 ($p = 0,004$) et -0,19 ($p = 0,003$) entre l'anxiété mathématique puis l'habileté spatiale à petite et grande échelle, respectivement. Une analyse de régression multiple a révélé que seule l'habileté spatiale à petite échelle est un prédicteur significatif de l'anxiété mathématique (avec $p = 0,07$).

Les résultats de ces quatre recherches ont permis à Maloney et ses collègues d'avancer que des faiblesses initiales au niveau de l'habileté à dénombrer des objets, de l'habileté à ordonner des nombres et de l'habileté spatiale (principalement l'habileté spatiale à petite échelle) pourraient expliquer l'apparition de l'anxiété mathématique chez les individus, comme le résume la Figure 2. Des études plus récentes ont d'ailleurs fourni de nouvelles preuves afin de soutenir cette idée (p.ex. Delage et al., 2022; Gibeau et al., 2023; Sokolovski et al., 2019).

Figure 2

Hypothèse du déficit des habiletés de base (Maloney et al., 2010; Maloney et al., 2011; Maloney et al., 2012, Ferguson et al., 2015).



Note. Représentation personnelle de l’hypothèse du déficit

2.3.3 Hypothèse de l’interprétation

L’hypothèse de l’interprétation a été proposée pour la première fois par Ramirez et al. (2018) dans une revue portant sur l’anxiété mathématique. L’hypothèse de l’interprétation conçoit l’anxiété mathématique comme une émotion/attitude, une perspective qui découle de la théorie de l’évaluation cognitive pour la genèse des émotions (*appraisal theory*, Arnold, 1950; Barrett, 2006; Lazarus, 1991; Schacter et Singer, 1962, cités dans Ramirez et al., 2018, p.151) et de la théorie des attitudes construites (*attitude-as-constructions view*, Bem, 1972; Chaiken et Yates, 1985; Wilson et al., 2000, cités dans Ramirez et al., 2018, p.151). Ces deux théories définissent les émotions/attitudes non pas comme le fruit des événements vécus, mais plutôt comme le fruit de l’interprétation que font les individus des événements vécus.

Selon l’hypothèse de l’interprétation, l’anxiété mathématique découlerait de la manière dont l’individu interprète ses expériences d’apprentissage, présentes et passées en mathématiques,

de même que ses performances dans le domaine, plutôt que des expériences et des performances elles-mêmes. Lorsque négatives, inadaptées ou irréalistes, ces interprétations engendreraient l'anxiété mathématique.

Selon notre compréhension de l'hypothèse de l'interprétation, le concept d'« interprétation » référerait au concept de perception, tel que défini dans les diverses théories sociocognitives de la motivation (p.ex. la théorie des attentes et de la valeur de Wigfield et Eccles, 2000 ou encore le modèle de la dynamique motivationnelle de l'élève de Viau, 2009), c'est-à-dire comme « les jugements qu'une personne porte sur les événements, les autres et elle-même » (Viau, 2009, p.22). Ces interprétations/perceptions se forgeraient au fil du temps et des expériences, elles seraient subjectives et elles correspondraient à ce que l'individu pense réellement (Viau, 2009). Tout comme Viau (2009) l'énonce, il n'y a pas de « fausses perceptions » (p.23), mais les perceptions peuvent en effet être « réalistes ou irréalistes » (p.23).

Comme nous le verrons à la sous-section 2.3.3.2, la majorité des résultats empiriques rapportés par Ramirez et al. (2018), afin de soutenir l'hypothèse de l'interprétation, font état de liens entre l'anxiété mathématique, les performances en mathématiques et diverses perceptions de l'apprenant telles que la perception de ses compétences en mathématiques, opérationnalisée notamment par le sentiment d'efficacité personnelle et le concept de soi en mathématiques, puis la perception de la valeur des mathématiques, opérationnalisée notamment par la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire des mathématiques. Ces perceptions sont définies dans la sous-section qui suit.

2.3.3.1 Définitions des perceptions au cœur de l'hypothèse de l'interprétation

Le sentiment d'efficacité personnelle (*self-efficacy*, Bandura, 1977, 1997, 2003) et le concept de soi (*self-concept*, p. ex. Marsh et al., 1988; Shavelson et al., 1976) réfèrent tous deux à la perception que l'individu a de lui-même, de sa capacité à réussir et « au contrôle qui pourra être exercé sur la tâche ou sur l'apprentissage de la matière » (Berger, 2015, p.64). Le sentiment d'efficacité personnelle et le concept de soi proviennent toutefois de courants théoriques différents : le sentiment d'efficacité personnelle a été proposé par Bandura (1977), alors que le

concept de soi, tel qu'abordé dans le cadre de cette thèse, provient de chercheurs comme Marsh, Shavelson et leurs collaborateurs (p.ex. Marsh et al., 1988; Shavelson et al., 1976).

Bandura a défini le concept de sentiment d'efficacité personnelle comme « la croyance de l'individu en sa capacité d'organiser et d'exécuter la ligne de conduite requise pour produire des résultats souhaités » (Bandura, 2003, p. 12). Le concept est vu comme « un motivateur puissant, qui incite à agir et à persévérer en cas de difficultés » (OCDE, 2014b, p.91). Selon Bandura (2003, p.124), quatre sources influencent le sentiment d'efficacité personnelle d'un individu : « les expériences actives de maîtrise qui servent d'indicateur de capacités; les expériences vicariantes qui modifient les croyances de capacités par la transmission de compétences et la comparaison avec ce que font les autres; la persuasion verbale et des formes proches d'influence sociale » (Berger, 2015, p.67), et enfin, les états physiologiques et émotionnels ressentis.

Pour leur part, Marsh, Shavelson et leurs collaborateurs (p. ex. Marsh et al., 1988; Shavelson et al., 1976) décrivent le concept de soi comme la confiance de l'individu en ses capacités (OCDE, 2014b). Tout comme le sentiment d'efficacité personnelle, le concept de soi est fortement corrélée aux performances dans un domaine (p.ex. Marsh et al., 1985a, 1985b, 1985c). Les sources principales du phénomène sont les évaluations fournies par les personnes significatives (p.ex. les parents et les enseignants), les attributions causales (la manière dont l'individu s'explique les origines de ses succès et échecs), la comparaison avec les pairs et enfin, la comparaison des performances entre divers domaines d'étude (la comparaison des performances obtenues en mathématiques par rapport à celles obtenues en langues, en arts ou autre, par exemple)(Marsh et Scalas, 2011).

Comme sentiment d'efficacité personnelle et concept de soi sont deux concepts fortement apparentés, Berger (2015) propose de les distinguer de la manière suivante : le sentiment d'efficacité personnelle réfère « aux attentes de résultats d'une personne en fonction des compétences qu'elle possède » alors que le concept de soi réfère « aux capacités et compétences qu'une personne pense avoir » (Berger, 2015, p.66). Pour Bong et Skaalvik (2003, cité dans Berger, 2015), le sentiment d'efficacité personnelle porte sur une tâche donnée, alors que le concept de soi porte sur une matière donnée. Bong et Skaalvik (2003, cité dans Berger, 2015) proposent cinq

critères afin de distinguer davantage les deux concepts. Ces critères sont l'orientation temporelle du jugement, le niveau de spécificité du jugement, le cadre de référence de l'évaluation, la présence ou non d'un aspect affectif, puis la stabilité ou la modifiabilité la perception. Le Tableau 13 fournit des précisions sur chacun de ces critères.

Tableau 13

Différences entre le sentiment d'efficacité personnelle et le concept de soi selon Bong et Skaalvik (2003, cité dans Berger, 2015).

ASPECT	SENTIMENT D'EFFICACITÉ PERSONNELLE	CONCEPT DE SOI
ORIENTATION TEMPORELLE	Orienté vers le futur (tâches futures)	Orienté vers le passé (évaluation des accomplissements antérieurs)
NIVEAU DE SPÉCIFICITÉ DU JUGEMENT	Concerne une tâche donnée	Concerne généralement une matière donnée
CADRE DE RÉFÉRENCE POUR L'ÉVALUATION	Pas nécessairement de caractère normatif 4 sources (Bandura, 1997) : -performances antérieures (source principale) -expériences vicariantes -persuasion verbale -états physiologiques et émotionnels	Caractère normatif 2 sources principales (Marsh, 1986, Marsh et al., 1988, cités dans Berger, 2015) : - comparaison des résultats et des performances avec celles des pairs - comparaison avec les performances dans les autres domaines
INTÉGRATION OU NON D'UN ASPECT AFFECTIF	Jugement principalement cognitif des compétences, mais qui a des conséquences affectives	Aspects cognitifs et affectifs difficiles à distinguer
STABILITÉ OU MODIFIABILITÉ	Perception modifiable, améliorable	Stabilité postulée de la perception

Note. Tableau adapté du contenu proposé dans Berger, 2015, p. 66-67.

La valeur intrinsèque est une dimension qui permet de juger de la valeur accordée à un domaine ou à une activité dans un domaine donné. Une autre dimension qui permet de juger de cette valeur est la valeur utilitaire (Viau, 2009). La valeur intrinsèque et la valeur utilitaire sont deux perceptions au cœur de la théorie des attentes et de la valeur de Wigfield et Eccles (2000). La

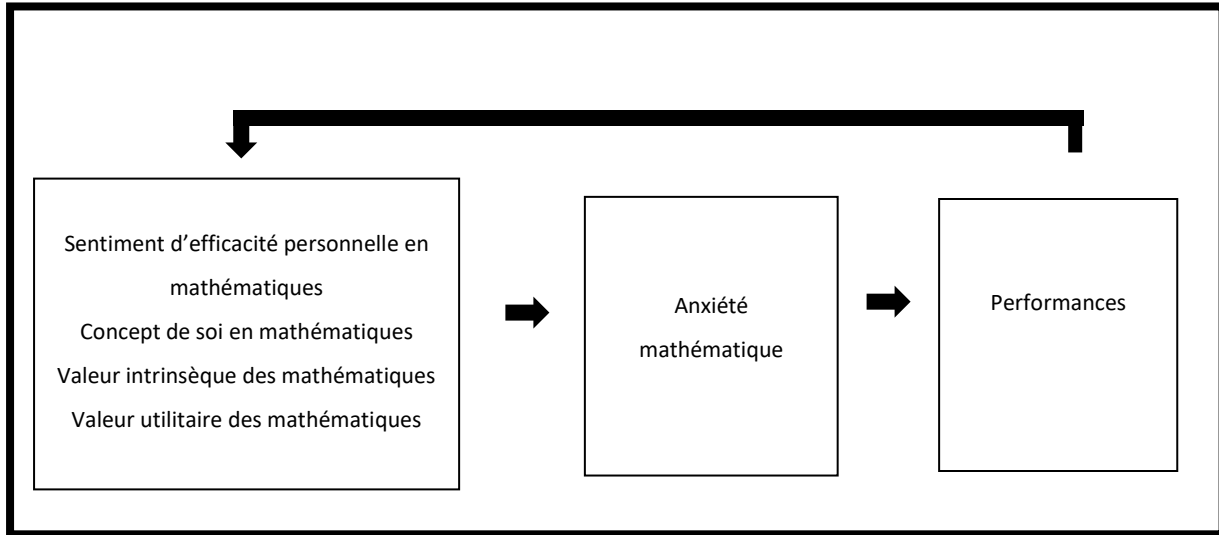
valeur intrinsèque réfère au plaisir qu'un individu retire de l'accomplissement d'une tâche (Viau, 2009; Wigfield et Eccles, 2000) ou encore à « l'envie de mener à bien une activité pour le simple plaisir qu'elle procure » (OCDE, 2014b, p.75). Selon Schiefele (2009), la valeur intrinsèque affecte l'engagement dans l'apprentissage ainsi que la quantité de connaissances acquises (OCDE, 2014b). La valeur intrinsèque s'apparente au concept de motivation intrinsèque (Ryan et Deci, 2009) et d'intérêt (Hidi et Renninger, 2006). La valeur utilitaire, quant à elle, réfère aux avantages qu'un individu retire de l'accomplissement d'une activité (Viau, 2009) et « à sa fonction pour le futur » (Berger, 2015, p.71). Wigfield et Eccles (2000) définissent la valeur utilitaire comme une évaluation du degré de concordance entre un domaine ou une tâche et l'atteinte des buts futurs de l'individu (dans sa vie, dans la poursuite de ses études et dans sa carrière professionnelle éventuelle). La valeur utilitaire s'apparente au concept de motivation extrinsèque de la théorie de l'autodétermination de Ryan et Deci (2009).

Selon l'hypothèse de l'interprétation, les liens présumés entre l'anxiété mathématique, les performances en mathématiques et les diverses perceptions définies dans cette sous-section sont les suivants (voir la Figure 3):

- 1) les performances antérieures en mathématiques et les expériences d'apprentissage en mathématiques façonnent les perceptions de l'apprenant en regard de ce domaine d'apprentissage, notamment le sentiment d'efficacité personnelle, le concept de soi en mathématiques, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire des mathématiques ;
- 2) lorsque négatives, inadaptées ou irréalistes, ces perceptions rendent l'individu davantage susceptible de se dire anxieux à l'égard des mathématiques ;
- 3) l'anxiété mathématique influence négativement les performances dans le domaine.

Figure 3

Hypothèse de l'interprétation (Ramirez, Shaw et Maloney, 2018).



Note. Représentation personnelle de l'hypothèse de l'interprétation.

2.3.3.2 Les résultats empiriques qui soutiennent l'hypothèse de l'interprétation

Les premiers résultats permettant de soutenir l'hypothèse de l'interprétation proviennent de la méta-analyse de Hembree (1990). En effet, comme nous l'avons vu à la section 2.1, dès 1990, Hembree a fait état de corrélations importantes entre le concept de soi en mathématiques et l'anxiété mathématique, entre le plaisir en mathématiques et l'anxiété mathématique, puis entre la perception d'utilité des mathématiques et l'anxiété mathématique. Par la suite, Pajares et Miller (1994) ont fait état d'une corrélation de $-0,87$ ($p < ,0001$) entre le concept de soi en mathématiques et l'anxiété mathématique et une autre de $-0,56$ ($p < ,0001$) entre le sentiment d'efficacité personnelle et l'anxiété mathématique. Lee et Stankov (2013) ont aussi relevé une corrélation de $-0,67$ ($p < ,01$) entre le concept de soi en mathématiques et l'anxiété mathématique et une de $-0,40$ ($p < ,01$) entre le sentiment d'efficacité personnelle et l'anxiété mathématique à partir des données du PISA 2003, recueillies auprès de plus de 255 000 participants.

Un certain nombre d'études longitudinales ont aussi révélé des liens entre l'anxiété mathématique, les performances en mathématiques et les perceptions de l'apprenant. Meece et al. (1990) ont mené une recherche de 2 ans auprès d'un échantillon de 860 élèves américains de la 5^e à la 12^e année. Ils ont montré, à l'aide de modélisations par équations structurelles, que les

performances à l'année 1 et l'anxiété mathématique à l'année 2 sont reliées, mais de manière indirecte. Ce lien est médié par le concept de soi en mathématiques.

Kyttäla et Björn (2010) ont mené une étude de 2 ans auprès de 116 élèves finlandais de 13 et 14 ans. Cette étude a montré, à partir d'analyses de liens structurels, que de faibles performances antérieures semblent prédire l'anxiété mathématique mais seulement de manière indirecte. Cet effet est médié par le sentiment d'efficacité personnelle et le concept de soi en mathématiques.

Ahmed et al. (2012) ont mené une recherche d'une durée d'un an auprès de 495 élèves de 7^e année dans le but d'étudier la nature du lien entre l'anxiété mathématique et le concept de soi. Ils ont montré que l'anxiété mathématique et le concept de soi s'influencent mutuellement. Cependant, ils ont relevé que le pouvoir prédictif d'une faible concept de soi sur l'anxiété mathématique subséquente est le double de celui de l'anxiété mathématique sur le concept de soi subséquent.

En 2007, Frenzel et al. se sont penchés sur les liens entre concept de soi, valeur intrinsèque, valeur utilitaire, performances antérieures en mathématiques et anxiété mathématique. Des analyses de régression multiple ont montré que le concept de soi, la valeur intrinsèque, la valeur utilitaire et les performances antérieures permettent de prédire le niveau d'anxiété mathématique des participants.

Dans la section qui suit, nous présentons un modèle théorique appelé Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006). Comme nous le verrons, utiliser ce modèle dans le cadre de notre recherche comportera plusieurs avantages : 1) le modèle nous permettra de mieux circonscrire le concept d'anxiété mathématique en le situant au sein des « émotions académiques », 2) le modèle nous permettra d'organiser les trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématiques/performances en mathématiques, en un tout cohérent, 3) le modèle fournira une piste explicative pour les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et enfin, 4) le modèle nous permettra d'organiser l'ensemble des autres pistes qui permettent d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique selon le genre.

2.4 Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006)

Le modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) situe le concept d'anxiété mathématique au sein de quinze émotions reconnues pour être ressenties spécifiquement en contexte académique. Ces quinze émotions, appelées « émotions académiques », peuvent être divisées en trois catégories: les émotions liées à une activité d'apprentissage en cours (plaisir, rage, frustration, ennui), les émotions liées aux résultats anticipés d'une activité d'apprentissage (anxiété, joie anticipatoire, espoir, désespoir, soulagement anticipatoire) et les émotions liées aux résultats passés d'une activité d'apprentissage (joie, fierté, gratitude, tristesse, honte, rage) (Pekrun, 2006).

Pour Pekrun (2006), les émotions sont vues comme des réponses psychologiques coordonnées de plusieurs sous-systèmes (les sous-systèmes affectif, cognitif, motivationnel, expressif et physiologique périphérique, Damasio, 2004; Scherer, 1984 cités dans Pekrun, 2006). Dans ce contexte, les signes et symptômes de l'anxiété mathématique peuvent s'expliquer comme suit : la sensation de nervosité et de tension réfère à la composante affective de l'émotion, les ruminations et pensées négatives réfèrent à la composante cognitive de l'émotion, l'évitement réfère à la composante motivationnelle et enfin, les autres symptômes et signes du phénomène tels que la sudation et l'augmentation du rythme cardiaque réfèrent à l'activation physiologique périphérique (Pekrun, 2006).

Le modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006) est composé de quatre composantes principales qui interagissent entre elles : l'environnement d'apprentissage, l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur, les émotions académiques, puis l'apprentissage/réussite/performances (voir Figure 4). À ces quatre composantes principales s'ajoutent différentes sphères dont celles que nous nommons les prédispositions individuelles affectives (p.ex. la génétique et le tempérament) et les prédispositions individuelles cognitives (p.ex. l'intelligence et les habiletés).

Le postulat de base du modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) est le suivant : les émotions académiques résultent, d'abord et avant tout, d'une

évaluation cognitive de contrôle et de valeur - le contrôle que l'individu croit pouvoir exercer sur l'activité et ses résultats et la valeur de l'activité et de ses résultats. Selon Pekrun (2016), le concept de soi permet de témoigner de l'évaluation cognitive de contrôle, alors que la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire permettent de témoigner de l'évaluation cognitive de la valeur. Ce postulat de base permet donc d'effectuer le parallèle avec l'hypothèse de l'interprétation, telle que vue à la section 2.3.3, lorsque l'émotion d'intérêt est l'anxiété mathématique, en privilégiant toutefois le concept de soi plutôt que le sentiment d'efficacité personnelle et le concept de soi, en regard de la perception que l'individu a de ses compétences.

En plus de ce postulat de base, Pekrun (2006) propose une série d'autres liens entre les diverses composantes du modèle. Comme nous le verrons dans ce qui suit, ceux-ci permettent, dans le cas de l'anxiété mathématique, d'effectuer le parallèle avec les deux autres hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances.

Les liens proposés, illustrés à la Figure 4, vont comme suit :

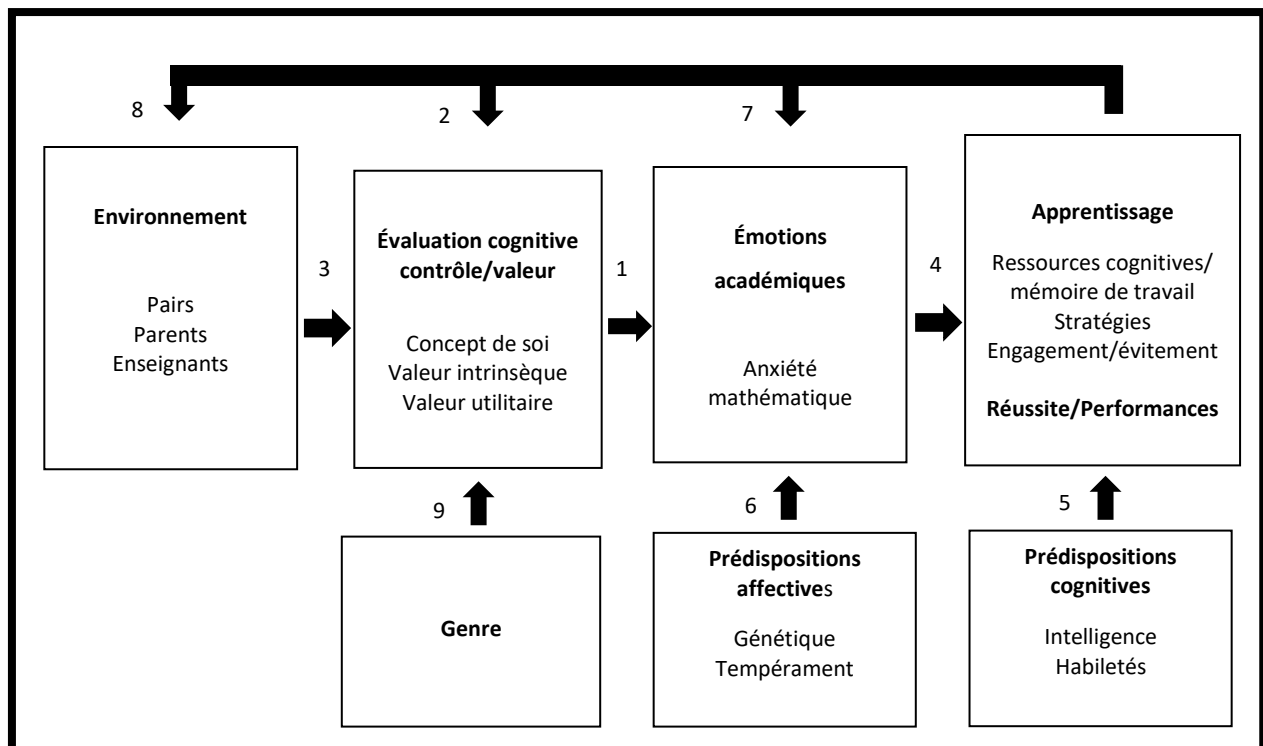
- l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur engendre les émotions académiques – le postulat de base du modèle (lien 1) (qui, avec les liens 2 et 3 qui suivent, permet de faire le parallèle avec l'hypothèse de l'interprétation vue à la section 2.3.3);
- l'apprentissage/réussite/performances influence l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur (lien 2);
- l'environnement d'apprentissage, notamment l'interaction entre l'apprenant, ses pairs, ses enseignants et ses parents, influence l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur (lien 3);
- les émotions académiques agissent sur les ressources cognitives (dont la mémoire de travail), sur le choix des stratégies d'apprentissage (flexibles ou rigides), sur l'engagement/évitement, ce qui a un impact sur la réussite/performances (lien 4) (ce qui permet d'effectuer le parallèle avec l'hypothèse de l'interférence vue à la section 2.3.1);
- les prédispositions cognitives de l'individu (p.ex. l'intelligence et les habiletés) influencent la réussite/performances (lien 5) (ce qui permet d'effectuer le parallèle avec l'hypothèse du déficit vue à la section 2.3.2);

- les prédispositions affectives (p.ex. la génétique et le tempérament) influencent les émotions académiques (lien 6);
- l'apprentissage/réussite/performance influence les émotions (lien 7);
- l'apprentissage/réussite/performance influence l'environnement (lien 8);
- enfin, le genre influence l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur (lien 9).

Notons, pour terminer, qu'en s'appuyant sur les travaux de Meece et al. (1990) et Seegers et Boekaerts (1996), Pekrun (2006) suppose que l'ensemble des liens énoncés ci-haut sont invariants, selon le genre et selon la culture. Cela signifie qu'il n'y a pas d'effet de modération attendu de ces liens, par le genre et par la culture.

Figure 4

Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) et les parallèles avec les trois hypothèses explicatives du lien entre l'anxiété mathématique et les performances.



Note. Modèle adapté de Pekrun⁴ (2006, p. 328).

⁴ « [...] il existe un débat concernant la relation entre l'intelligence et la mémoire de travail. Kyllonen et Christal (1990) prétendent que la mémoire de travail est une dimension de l'intelligence. Cependant, des études subséquentes ont

2.4.1 Piste principale pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique selon le genre, selon le Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006)

Par son postulat de base (liens 1, 2 et 3) et par le lien 9, le Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) propose une piste principale pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique selon le genre. En effet, selon Pekrun (2006), la relation entre le genre et l'anxiété mathématique est médiée par les perceptions. Comme les liens entre les perceptions et l'anxiété mathématique sont présumés invariants selon le genre, la relation entre le genre et l'anxiété mathématique (autrement dit, les écarts d'anxiété mathématique selon le genre) s'explique, selon Pekrun (2006), par un concept de soi plus faible chez les filles, une valeur intrinsèque plus faible chez les filles et une valeur utilitaire plus faible chez les filles.

Afin de vérifier empiriquement cette piste, il est nécessaire de procéder en trois étapes : 1) vérifier s'il existe des écarts dans le niveau moyen de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire, selon le genre, 2) vérifier si la relation entre le genre et l'anxiété mathématique est médiée complètement par le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire, 3) vérifier si les liens entre concept de soi, valeur intrinsèque, valeur utilitaire et anxiété mathématique sont invariants selon le genre. Il est attendu que ces liens soient négatifs entre le concept de soi, la valeur intrinsèque et l'anxiété mathématique, mais positif entre la valeur utilitaire et l'anxiété mathématique : un concept de soi plus faible serait associée à un niveau d'anxiété mathématique plus élevé, une valeur intrinsèque plus faible serait associée à un niveau d'anxiété mathématique plus élevé et une valeur utilitaire plus faible serait associée à un niveau d'anxiété mathématique moins élevé (Pekrun, 2006, cité dans Henschel et Roick, 2017).

Lorsque les étapes 1), 2) et 3) sont vérifiées, il est adéquat d'affirmer que la disparité d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles s'explique par la disparité de concept de soi, de valeur

critiqué leurs méthodes». « Dans une étude récente au sein d'hommes adultes, Haavisto et Lehto (2004) ont trouvé que la mémoire de travail explique seulement 21 % de la variation de l'intelligence » (traduction libre, Kyttälä et Lehto, 2008, p.80). À la Figure 4, nous exposons les deux concepts tels qu'ils ont été présentés dans les sections précédentes au moment d'exposer l'hypothèse de l'interférence et hypothèse du déficit, sans prendre quelque position que ce soit en regard du débat susmentionné.

intrinsèque et de valeur utilitaire, selon le genre. Dans ce qui suit, nous faisons état de recherches ayant eu pour objectif de procéder aux vérifications proposées à chacune de ces étapes.

En lien avec la première étape, plusieurs recherches (p.ex. Frenzel et al., 2007; Goetz et al., 2008; Goetz et al., 2013; Kyttälä et Björn, 2010; Meece et al., 1990; Mullis .et al., 2000), dont des méta-analyses (Else-Quest et al., 2010; Hyde et al., 1990), ont révélé des écarts entre les garçons et les filles en ce qui a trait au concept de soi, à la valeur intrinsèque et/ou à la valeur utilitaire des mathématiques. La méta-analyse de Hyde et al. (1990) a révélé que les filles ont tendance à rapporter un concept de soi en mathématiques plus faible que les garçons (avec une taille d'effet de 0,25), puis la méta-analyse d'Else-Quest et al. (2010) a montré que les filles ont tendance à rapporter un concept de soi, une valeur intrinsèque et une valeur utilitaire inférieurs à ceux des garçons (avec des tailles d'effet respectives de 0,33, 0,20, 0,24).

Les données du PISA de 2003 et de 2012 ont aussi permis de relever des écarts selon le genre, en ce qui a trait au concept de soi, à la valeur intrinsèque et à la valeur utilitaire. En effet, les filles de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 ont fait état d'un concept de soi, d'une valeur intrinsèque et d'une valeur utilitaire statistiquement plus faibles que les garçons, en moyenne, dans les pays de l'OCDE ($p < 0,05$). Il en a été de même au Canada. Les différences d'indices moyens observés entre les garçons et les filles (G-F), pour les trois concepts, ont été respectivement de 0,36 et 0,18 et 0,13 en 2003 et de 0,39, 0,23 et 0,13 en 2012 (des indices calibrés de manière à ce que la moyenne soit de 0 et l'écart type de 1, dans les pays de l'OCDE) (OCDE, 2005a, 2014b). Enfin, l'étude de Frenzel et al. (2007) a révélé des écarts statistiquement significatifs selon le genre pour les trois perceptions (tailles d'effet de 0,49, 0,31 et 0,02 pour le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire, respectivement). D'autres études ayant documenté spécifiquement les écarts de concept de soi selon le genre ont montré qu'à performance égale, les filles font état d'un concept de soi en mathématiques plus faible que les garçons, en moyenne (p.ex. Correll, 2001; Goldman et Penner, 2016; Mejía-Rodríguez et al., 2021).

En lien avec la deuxième étape, l'étude menée par Frenzel et al. (2007) a montré que le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire médient complètement la relation entre le genre et l'anxiété mathématique. Pour ce faire, les auteurs ont procédé comme le propose Kenny et al.

(1998, cité dans Frenzel et al., 2007) : ils ont montré qu'en ajoutant les trois perceptions comme variable indépendante, le coefficient de régression de la variable indépendante genre passe de statistiquement significatif à non significatif dans un modèle de régression multiple où l'anxiété mathématique est définie comme variable dépendante ($b = 0,13$, $p < 0,01$, pour la variable genre avant l'inclusion des trois perceptions et $b = 0$, après inclusion des trois perceptions).

Une autre étude, celle de Kyttälä et Björn (2010), a montré une médiation complète de la relation genre/anxiété mathématique via le concept de soi. Pour ce faire, les auteurs ont étudié les effets directs et les effets indirects entre les variables genre et anxiété mathématique par des analyses de liens structurels. Ils ont obtenu un coefficient de régression non significatif pour l'effet direct de la variable genre sur l'anxiété mathématique (coefficient de régression standardisé de $-0,07$, $p = ,350$) et un coefficient de régression statistiquement significatif pour l'effet indirect du genre sur l'anxiété mathématique via le concept de soi (coefficient standardisé statistiquement significatif de $0,14$, $p < 0,05$). Cette étude n'a toutefois pas révélé de lien indirect significatif entre le genre et l'anxiété mathématique, via la valeur utilitaire.

En lien avec la troisième étape, l'étude de Frenzel et al. (2007) a montré, à partir d'analyses de régression multigroupes, que les liens entre le concept de soi, la valeur intrinsèque, la valeur utilitaire des mathématiques (variables indépendantes) et l'anxiété mathématique (variable dépendante) peuvent être considérés invariants selon le genre. Pour arriver à cette conclusion, ils ont comparé l'indice d'ajustement du chi-deux du modèle multigroupe non contraint (modèle dans lequel les paramètres de régression sont libres de varier, entre le groupe fille et le groupe garçon) et celui du modèle multigroupe contraint (modèle dans lequel les paramètres sont forcés à l'égalité entre les deux groupes). Comme l'indice d'ajustement du chi-deux n'a pas varié de manière statistiquement significative en passant du modèle non contraint au modèle contraint, ils ont conclu que les liens peuvent être considérés invariants selon le genre (changement de chi-deux de $4,93$, $ddl = 4$, $p = 0,29$). L'étude a aussi fait état d'un lien négatif entre le concept de soi en mathématiques et l'anxiété mathématique, d'un lien négatif entre la valeur intrinsèque et l'anxiété mathématique, puis d'un lien positif entre la valeur utilitaire et l'anxiété mathématique.

L'étude de Kyttälä et Björn (2010) a révélé, par des analyses multigroupes, que les liens structurels entre le concept de soi, la valeur utilitaire (variables indépendantes) et l'anxiété mathématique (variable dépendante) peuvent être considérés invariants selon le genre. Le lien concept de soi/anxiété mathématique s'est avéré négatif et le lien valeur utilitaire/anxiété mathématique s'est avéré positif.

Enfin, comme l'étude de Frenzel et al. (2007) a procédé aux vérifications des trois étapes, les auteurs ont conclu, en adéquation avec ce que stipule Pekrun (2006), que les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons ayant participé à leur étude s'expliquent par les écarts de perception entre les filles et les garçons : un concept de soi en mathématiques, une valeur intrinsèque et une valeur utilitaire à l'égard des mathématiques plus faibles chez les filles.

2.4.2 Autres pistes pour expliquer la disparité d'anxiété mathématique selon le genre

La piste proposée par le modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) n'est évidemment pas la seule, évoquée dans les écrits, afin d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique selon le genre. En effet, des facteurs référant notamment à l'environnement, aux prédispositions cognitives et aux prédisposition affectives du Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) ont été proposées. De plus, diverses considérations méthodologiques liées à la manière de documenter l'anxiété mathématique ont aussi été mises en cause pour expliquer ces écarts.

En regard de l'environnement, des recherches ont proposé que les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons pourraient être le fruit notamment des stéréotypes de genre à l'égard des mathématiques (p.ex. « les filles sont moins bonnes que les garçons en mathématiques ») (Beilock et al., 2007; Bieg et al., 2015). En regard des prédispositions cognitives, des recherches menées par Delage et al. (2022), Ferguson et al. (2015), Gibeau et al., (2023), Maloney et al. (2012) et Sokolovski et al. (2019) révèlent qu'une disparité d'habileté spatiale entre les garçons et les filles pourrait expliquer, à tout le moins partiellement, les écarts d'anxiété mathématique observés selon le genre, chez des adultes. Au vu des résultats issus de

ces recherches, les auteurs ont conclu que les femmes pourraient se dire davantage anxieuses à l'égard des mathématiques parce que leur niveau d'habileté spatiale est inférieur à celui des hommes, en moyenne (ce qui est en lien avec l'hypothèse du déficit présentée à la section 2.3.2).

En regard des prédispositions affectives, certains auteurs ont proposé que la disparité d'anxiété mathématique selon le genre pourrait s'expliquer par des différences dans le niveau moyen d'anxiété ressenti par les garçons et par les filles (p.ex. Dowker et al., 2016; Frenzel et al., 2007; Hill et al., 2016). En effet, des études indiquent que les filles ont un niveau moyen d'anxiété générale⁵ supérieur aux garçons (p.ex. Feingold, 1994; Costa et al., 2001; Chapman et al., 2007) et une prévalence de troubles anxieux plus élevée que les garçons (p.ex. McLean et al., 2011). À cet égard, Szczygiel (2020) a montré, auprès d'élèves de 1^{re} et 2^e année du primaire, que l'anxiété générale médie la relation entre le genre et l'anxiété mathématique. L'auteure a conclu que les filles pourraient se dire davantage anxieuses à l'égard des mathématiques parce que leur niveau d'anxiété générale est supérieur à celui des garçons, en moyenne.

Enfin, en regard des considérations méthodologiques liées à la manière de documenter l'anxiété mathématiques, Ashcraft (2002) a proposé que le niveau moyen d'anxiété mathématique des filles pourrait s'avérer plus élevé simplement parce que les filles ont une propension plus élevée à rapporter leur anxiété. Parallèlement à cela, Goetz et al. (2013) ont montré un écart entre le niveau d'anxiété mathématique de type trait (traduction libre de *trait (habitual)*, Goetz et al., 2013, p.2079) et le niveau d'anxiété mathématique de type état (traduction libre de *state (momentary)*, Goetz et al., 2013, p.2079) auto-rapportés par les garçons et par les filles⁶. Selon les auteurs, le concept de soi en mathématique biaiserait le niveau d'anxiété mathématique de type trait rapporté. En ayant un niveau moyen de concept de soi en mathématique plus faible, les filles rapporteraient un niveau moyen d'anxiété mathématique de type trait plus élevé (Goetz et al., 2013).

⁵ L'anxiété générale (*general anxiety*) est une disposition individuelle qui se caractérise par le fait de s'inquiéter à propos des événements, de ses comportements et de ses compétences personnelles (Spence, 1997).

⁶ Goetz et al. (2013) ont documenté l'anxiété mathématique de type trait en utilisant des items comme « Quand j'assiste à un cours de mathématique, je me sens tendu ». Ils ont documenté l'anxiété mathématique de type état en utilisant des items comme « Je suis anxieux » (traductions libre, Goetz et al., 2013, p.2081).

Comme nous pourrions le constater de par la manière dont notre objectif général de recherche est traité, dans la section qui suit, afin d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons, nous prenons appui sur la piste principale proposée par le Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006), piste en adéquation avec l'hypothèse de l'interprétation (Ramirez et al., 2018) (voir section 2.3.3).

2.5 Objectifs spécifiques de l'étude

L'objectif général de notre thèse vise à quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques et ensuite, identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012. Afin de répondre à cet objectif général, trois objectifs spécifiques sont définis.

Comme les données employées dans le cadre de notre recherche sont des données issues du PISA de 2003 et de 2012 et que ces données sont recueillies et analysées par l'OCDE selon des méthodes bien particulières, afin de mener à bien notre recherche, le premier objectif spécifique de notre recherche consistera à

OS 1 – Identifier les considérations méthodologiques inhérentes aux données issues du PISA, puis à proposer des techniques d'analyses qui permettent de les traiter adéquatement.

Par la suite, en prenant appui sur les fondements méthodologiques établis en réponse à ce premier objectif spécifique, le deuxième objectif spécifique de notre recherche visera à

OS 2 – Quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012, et étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves.

Enfin, en prenant aussi appui sur les fondements méthodologiques proposés en réponse au premier objectif spécifique, le troisième objectif spécifique de notre recherche visera à

OS 3 – Identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d’anxiété mathématique observés chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

2.6 Présentation des trois articles de la thèse

Pour répondre à l’objectif général de notre recherche, la thèse propose trois articles. Ces articles s’emploieront à répondre, chacun à leur tour, à l’un des objectifs spécifiques de notre recherche.

Le premier article a pour titre *Les défis liés à l’analyse secondaire de données issues des évaluations à grande échelle en éducation*. Il vise à identifier les considérations méthodologiques inhérentes aux données issues du PISA, puis à proposer des techniques d’analyse qui permettent de les traiter adéquatement. De manière plus précise, cet article, de nature méthodologique, présente trois considérations méthodologiques à prendre en compte au moment d’analyser, de manière secondaire, des données issues du PISA. Il s’agit du plan d’échantillonnage complexe mis en œuvre, de la procédure ayant servi à générer les cahiers des épreuves cognitives et des questionnaires contextuels destinés aux élèves et enfin, de l’approche utilisée pour rendre compte des performances. Pour chacune de ces trois considérations, des techniques d’analyse adaptées sont présentées. Les techniques d’analyse qui y sont recommandées sont employées, au moment de répondre aux objectifs spécifiques 2 et 3, dans le deuxième et le troisième article, respectivement.

Le deuxième article a pour titre *Portrait des écarts d’anxiété mathématique entre les garçons et les filles et du lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012*. Cet article vise à quantifier les écarts d’anxiété mathématique entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d’une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012, et à étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves. La recherche présentée dans cet article repose sur un devis quantitatif descriptif et corrélationnel, comparatif (Fortin et Gagnon, 2022). Les données analysées sont celles des sous-échantillons d’élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

Le troisième article a pour titre *Étude visant à identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d'une analyse secondaire des données issues du PISA de 2003 et de 2012*. Cet article vise à identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons francophones du Québec ayant participé au PISA de 2003 et de 2012. La recherche présentée dans cet article repose sur un devis quantitatif de vérification de modèle (Fortin et Gagnon, 2022). Les données analysées sont celles des sous-échantillons d'élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

Nous tenons à souligner, pour conclure le présent chapitre, que le cadre théorique que nous y avons présenté sera mobilisé dans les articles 2 et 3. De ce fait, le lecteur constatera que les éléments pertinents du présent chapitre seront repris, lorsqu'opportun, dans ces articles. Également, nous tenons à souligner qu'avant de soumettre les articles 2 et 3 pour publication, des ajustements seront apportés en vue de les rendre autonomes, par exemple, en donnant la référence de la thèse et ensuite, en référant aux sections appropriées.

3 Chapitre 3 – Le premier article de la thèse

Titre : Les défis liés à l'analyse secondaire de données issues des évaluations à grande échelle en éducation

Auteurs : Patricia Vohl, étudiante au doctorat, Université de Montréal

Nathalie Loye, professeure, Université de Montréal

Résumé : L'analyse secondaire de données issues des évaluations à grande échelle en éducation comporte de nombreux défis. La majorité de ces défis découlent directement de trois considérations méthodologiques inhérentes à ces enquêtes que sont le plan d'échantillonnage utilisé, appelé *plan d'échantillonnage complexe* (*complex sampling design*, p.ex. Lohr, 2019; Rutkovski et al., 2010; Stapleton, 2013; Skinner et Wakefield, 2017), la procédure de collecte de données mise en œuvre, appelée *procédure de rotation des items* et l'approche utilisée afin de rendre compte des performances, appelée *approche des valeurs plausibles* (OCDE, 2009). Ce chapitre a pour objectif de décrire en quoi consistent chacune de ces considérations méthodologiques, de manière à mettre en évidence les éléments à l'origine des défis imposés par chacune, puis proposer des techniques d'analyse adaptées. La section 1 est consacrée aux plans d'échantillonnage complexes, la section 2 à la procédure de rotation des items et la section 3 à l'approche des valeurs plausibles. En guise de complément à ce chapitre, une liste de logiciels permettant de mener les analyses vues est proposée à l'Annexe A1 de la thèse, puis les commandes permettant de les exécuter dans *Mplus* Version 8 (Muthén et Muthén, 2017) sont fournies à l'Annexe A2.

Mots-clés : évaluation à grande échelle ; PISA ; plans d'échantillonnage complexes ; procédure de rotation des items ; valeurs plausibles

Manuscrit accepté pour publication dans Loye, N. et Duroisin, N. (dir.), *Évaluation des apprentissages et technologies numériques : évolution, nouveautés et défis actuels*. Peter Lang. Des ajustements seront faits afin que l'article puisse être lu de manière indépendante à la thèse, lors de la publication dans l'ouvrage (par exemple, ajustement des numéros des tableaux et des figures, etc.)

3.1 Introduction

L'analyse secondaire de données issues des évaluations à grande échelle en éducation, comme le PISA (Programme international pour le suivi des acquis des élèves, OCDE), le *TIMSS* (Trends in International Mathematics and Science Study, *IEA*) ou le PIRLS (Programme international de recherche en lecture scolaire, *IEA*), comporte de nombreux défis. La majorité de ces défis découlent directement de trois considérations méthodologiques inhérentes à ces enquêtes que sont le plan d'échantillonnage utilisé, appelé *plan d'échantillonnage complexe (complex sampling design)*, p.ex. Lohr, 2019; Rutkovski et al., 2010; Stapleton, 2013; Skinner et Wakefield, 2017), la procédure de collecte de données mise en œuvre, appelée *procédure de rotation des items* et l'approche utilisée afin de rendre compte des performances, appelée *approche des valeurs plausibles* (OCDE, 2009).

Ce chapitre a pour objectif de décrire en quoi consistent chacune de ces considérations méthodologiques, de manière à mettre en exergue les éléments à l'origine des défis imposés par chacune, puis proposer des techniques d'analyse adaptées. La section 1 est consacrée aux plans d'échantillonnage complexes, la section 2 à la procédure de rotation des items et la section 3 à l'approche des valeurs plausibles.

Dans chacune des sections, les procédures, telles que mises en œuvre dans le cadre du PISA, sont utilisées à titre d'exemple, puis lorsqu'opportun, les similitudes et particularités retrouvées dans le *TIMSS* et le PIRLS sont relevées. En guise de complément à ce chapitre, une liste de logiciels permettant de mener les analyses vues est proposée à l'Annexe A1 de la thèse, puis les commandes permettant de les exécuter dans *Mplus* Version 8 (Muthén et Muthén, 2017) sont fournies à l'Annexe A2. En outre, dans la version publiée de cet article, un fichier de données, issu du cycle du PISA 2015, ainsi que deux fichiers exécutables dans *Mplus* Version 8 sont inclus, de manière à permettre au lecteur intéressé de s'exercer avec les procédures présentées.

3.2 Plans d'échantillonnage complexes

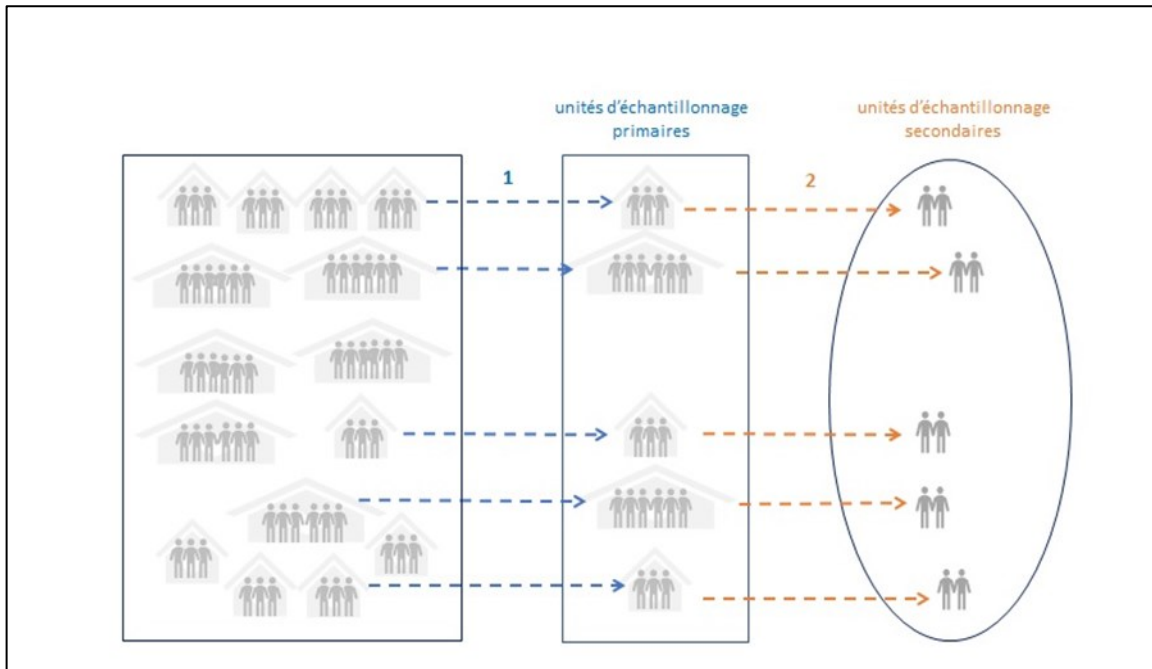
Les plans d'échantillonnage complexes sont des procédures de sondage particulières, caractérisées par trois éléments. Le premier de ces éléments a trait au fait que, dans un plan d'échantillonnage complexe, l'échantillon est obtenu par la mise en œuvre d'une série d'étapes appelées des *niveaux*. De ce fait, les appellations « plans multiniveaux », « plans hiérarchiques » et « plans d'échantillonnage complexes » sont souvent utilisées de manière interchangeable (Muthén et Muthén, 2017).

Au premier niveau, des unités appelées *unités d'échantillonnage primaires* sont prélevées. Ensuite, à l'intérieur de celles-ci, des sous-unités appelées *unités d'échantillonnage secondaires* sont sélectionnées, puis le processus est poursuivi jusqu'à ce que les sous-unités du dernier niveau prévu aient été prélevées. Les plans d'échantillonnage complexes du PISA, du *TIMSS* et du PIRLS comportent deux niveaux. Dans le cadre du PISA, au premier niveau, des écoles sont sélectionnées. Ensuite, à l'intérieur de chacune d'elle, des élèves sont échantillonnés. La Figure 5 illustre le plan d'échantillonnage à deux niveaux mis en œuvre dans le cadre du PISA. Lors du *TIMSS* et du PIRLS, ce sont aussi des écoles qui sont sélectionnées au premier niveau, mais ce sont des classes qui le sont au deuxième niveau (Joncas et Foy, 2011).

À chacun des niveaux d'un plan d'échantillonnage complexe, une ou plusieurs méthodes d'échantillonnage aléatoire de base que sont l'*échantillonnage aléatoire simple*, l'*échantillonnage aléatoire systématique*, l'*échantillonnage aléatoire par grappe* et l'*échantillonnage aléatoire stratifié (stratification)* peuvent être employées. Parmi ces méthodes, l'échantillonnage aléatoire stratifié s'avère généralement un incontournable et ce fait constitue la deuxième caractéristique distinctive des plans d'échantillonnage complexes.

Figure 5

Plan d'échantillonnage à deux niveaux mis en œuvre dans le cadre du PISA.



Note. Représentation personnelle.

Afin de fixer les idées, rappelons brièvement en quoi consistent les quatre procédures d'échantillonnage de base. L'échantillonnage aléatoire simple consiste à tirer un certain nombre d'unités statistiques, à partir de l'ensemble des unités de la population, en donnant la même chance à chacune des unités d'être sélectionnée. L'échantillonnage aléatoire systématique, pour sa part, se réalise plutôt en sélectionnant, à intervalle régulier, des unités à inclure dans l'échantillon, à partir d'une liste ordonnée de l'ensemble des unités statistiques de la population; l'intervalle utilisé, dans ce cas, porte le nom de *pas de sondage*. L'échantillonnage aléatoire par grappe, quant à lui, consiste à tirer un certain nombre d'unités primaires pour ensuite inclure l'ensemble des sous-unités statistiques contenues dans ces unités primaires, dans l'échantillon. Enfin, l'échantillonnage aléatoire stratifié consiste à subdiviser la population en un certain nombre de sous-populations homogènes et mutuellement exclusives, appelées des *strates*, pour ensuite procéder à un échantillonnage, à l'intérieur de chacune d'elles. Au moment de prélever les unités, un *taux de sondage* (proportion d'unités prélevées) identique peut être appliqué d'une strate à l'autre, ou pas. Dans le premier cas, la procédure sera appelée échantillonnage aléatoire stratifié *avec allocation proportionnelle* et dans le second cas, elle sera appelée échantillonnage

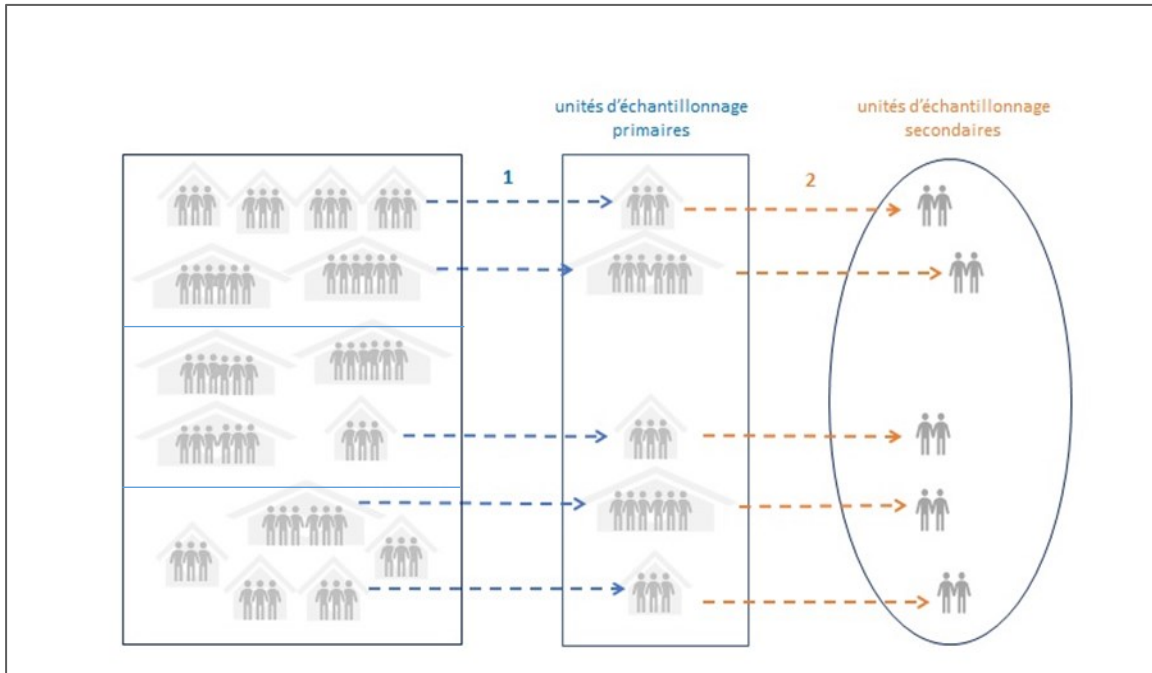
aléatoire stratifié *avec allocation non proportionnelle* (Lohr, 2019). Ainsi, s'il est prévu de sélectionner 10 % des écoles d'une population et que cette population est divisée en 2 strates, 10 % des écoles seront sélectionnées dans la strate 1 et 10 % le seront dans la strate 2, avec l'allocation proportionnelle. Avec l'allocation non proportionnelle, certaines strates pourront être sur-échantillonnées et d'autres, sous-échantillonnées.

Le PISA, le *TIMSS* et le *PIRLS* offrent aux diverses économies participantes de procéder par échantillonnage aléatoire stratifié avec allocation non proportionnelle. Cela leur permet de favoriser certaines écoles d'intérêt (p.ex. écoles à vocation particulières, écoles dont la langue d'enseignement est une langue minoritaire, etc.) ou de défavoriser certaines autres, pour des raisons économiques ou pratiques, notamment (écoles en milieux éloignés, etc.) (Lohr, 2019, OCDE, 2014c). Notons enfin qu'il est suggéré de choisir les variables de stratification de manière à ce qu'elles soient corrélées à la variable réponse. Dans un tel cas, la stratification augmente la précision des estimations (réduit la variance des paramètres estimés) (Asparouhov, 2004; Kalton, 1983; Lohr, 2019; Stapleton, 2006, 2013). En outre, la stratification favorise la représentativité de l'échantillon (Lohr, 2019; OCDE, 2009; Stapleton, 2013).

Lorsqu'échantillonnage à plusieurs niveaux et échantillonnage aléatoire stratifié sont combinés, le terme *plan d'échantillonnage stratifié à plusieurs niveaux* peut être employé. Les plans d'échantillonnage du PISA, du *TIMSS* et du *PIRLS* sont des plans stratifiés à deux niveaux. En effet, dans le cadre du PISA, avant de procéder à la sélection des écoles au premier niveau, chaque nation participante subdivise ses écoles en un certain nombre de strates dites « implicites » et « explicites » (OCDE, 2014c), en fonction de facteurs liés aux performances tels que la langue d'enseignement, le type de financement (privé/public) ou encore le type d'emplacement (urbain/rural) (OCDE, 2009). La Figure 6 illustre le plan d'échantillonnage stratifié à deux niveaux du PISA.

Figure 6

Plan d'échantillonnage stratifié à deux niveaux du PISA.



Note. Représentation personnelle.

Afin de conclure avec la présentation des caractéristiques des plans d'échantillonnage complexes, nous abordons le troisième et dernier élément distinctif de ce type de plan. Celui-ci a trait au fait que les plans d'échantillonnage complexes prévoient généralement une ou plusieurs mesures visant à limiter l'ampleur d'un biais appelé *biais dû à la non-réponse* (un biais dû au refus de participer des écoles et des élèves) (OCDE, 2009).

La stratégie mise en œuvre dans le cadre du PISA, du TIMSS et du PIRLS, en vue de limiter l'ampleur du biais dû à la non-réponse, comporte deux volets. Dans un premier temps, des taux de participation minimaux sont exigés pour les écoles et pour les élèves. Afin de maximiser le taux de participation des écoles, pour chaque école échantillonnée initialement, deux écoles de remplacement sont prévues. Lorsque l'école échantillonnée initialement s'avère non-participante, les écoles de remplacement sont sollicitées. Dans le cadre du PISA, au sein de chacun des pays/nation, un taux de participation des écoles échantillonnées initialement situé entre 60 % à 85 % est jugé acceptable, en autant que suffisamment d'écoles de remplacement acceptent de participer pour atteindre, au final, un taux de participation des écoles de 85 %

(OCDE, 2014c). Au sein des écoles, un taux de participation minimal de 50 % des élèves sélectionnés doit être atteint afin que l'école soit considérée comme participante. En effet, si ce taux se situe entre 25 et 50%, l'école est considérée non-participante, mais les données peuvent tout de même être utilisées pour effectuer certaines estimations. Si le taux de participation des élèves sélectionnés est inférieur à 25 %, les données relatives à l'école sont exclues de la base de données. À l'échelle d'une nation/pays, le taux de participation moyen des élèves doit être d'au moins 80 % (mais il n'est pas nécessaire que ce taux soit atteint dans chacune des écoles, puisque le seuil minimal au sein de chacune des écoles est de 50 %) (OCDE, 2014c)⁷.

Le deuxième volet de la stratégie visant à limiter l'ampleur du biais dû à la non-réponse consiste à pondérer les observations des écoles participantes et des élèves participants, afin de tenir compte des écoles non-participantes (celles qui n'ont pas été remplacées par des écoles de remplacement) et des élèves non-participants. Par exemple, si 5 filles d'une école refusent de participer à l'étude sur les 20 filles sélectionnées, les observations issues des 15 participantes de cette école seront multipliées par 20/15, au moment de procéder aux analyses (OCDE, 2009). Une procédure semblable est appliquée pour les écoles. Les pondérations ainsi calculées sont intégrées à des facteurs appelés *poids de sondage*, qui seront discutés à la section 3.2.1.3.

Les trois caractéristiques des plans d'échantillonnage complexes abordées dans cette section font en sorte que les données issues d'un tel plan d'échantillonnage nécessitent une attention particulière au moment de procéder à leur analyse. En effet, l'échantillonnage à plusieurs niveaux, la présence de stratification, puis l'ajustement pour la non-réponse engendrent, seuls ou en association, quatre conséquences importantes d'un point de vue statistique qui seront abordées tour à tour, à la section 3.2.1. Ces conséquences vont comme suit :

- 1) non-indépendance des observations;
- 2) probabilité de sélection inégale des unités statistiques de l'échantillon;
- 3) présence de poids de sondage et enfin;
- 4) nécessité de recourir à des techniques particulières afin d'estimer la variance des paramètres estimés.

⁷ Voir Joncas et Foy (2011, p.8) pour les taux de participations exigés dans le cadre du TIMMS et du PIRLS.

3.2.1 Conséquences des plans d'échantillonnage complexes

3.2.1.1 Non-indépendance des observations

Dans un plan d'échantillonnage complexe, comme l'échantillonnage s'effectue en plusieurs niveaux puis que plusieurs sous-unités sont prélevées au sein d'une même unité, les sous-unités forment des collections appelés des *grappes*. Les observations issues d'une même grappe ont ceci de particulier : elles ne peuvent être considérées indépendantes (Asparouhov, 2005; Lohr, 2019; OCDE, 2009; Stapleton, 2006, 2008, 2013). En effet, en partageant plusieurs caractéristiques communes (statut socio-économique, ressources financières et matérielles de l'école, stratégies d'enseignement privilégiées par les enseignants, etc.), les élèves issus d'une même école sont davantage susceptibles de se ressembler que les élèves issus d'écoles différentes.

Ce fait revêt une grande importance d'un point de vue statistique. En effet, plusieurs formules statistiques de même que plusieurs techniques d'analyse, dont la régression linéaire et la modélisation par équations structurelles, postulent l'indépendance des observations. À la section 3.2.1.4, nous verrons comment la variance des paramètres estimés peut être calculée en prenant en compte la non-indépendance des observations, puis à la section 3.2.2, nous verrons comment des approches d'analyses ont été adaptées afin de tenir compte du phénomène.

3.2.1.2 Probabilité de sélection inégale des unités statistiques de l'échantillon

La probabilité de sélection inégale des unités statistiques de l'échantillon est la deuxième conséquence possible des plans d'échantillonnage complexes. Lorsque la probabilité de sélection des unités s'avère effectivement inégale, ce sont les méthodes d'échantillonnage de base, mises en œuvre à chacun des niveaux, qui en sont responsable.

Cette sous-section sera divisée en deux parties. Dans un premier temps, nous verrons comment se calcule la probabilité de sélection des unités statistiques, dans un plan d'échantillonnage complexe à deux niveaux. Ensuite, nous détaillerons l'ensemble des méthodes d'échantillonnage de base mises en œuvre dans le plan d'échantillonnage complexe du PISA et verrons de quelle

manière celles-ci influencent le calcul de la probabilité de sélection des unités statistiques incluses dans l'échantillon.

Calcul de la probabilité de sélection des unités statistiques dans un plan d'échantillonnage à deux niveaux

Dans un plan d'échantillonnage à deux niveaux comme celui du PISA, la probabilité de sélection finale d'un élève dépend de deux probabilités : la probabilité de sélection de son école, au premier niveau, et la probabilité de sélection de cet élève, dans son école, au deuxième niveau. En effet, mathématiquement, la probabilité de sélection finale de l'élève j de l'école i , est égale à la probabilité de sélection l'école i , multipliée par la probabilité de sélection de l'élève j , sachant qu'il fréquente l'école i ; cette dernière probabilité étant la probabilité conditionnelle de sélection de l'élève j . En langage mathématique, le tout peut s'écrire comme⁸

$$P(i \cap j) = P(i) \cdot P(j|i). \quad (1)$$

Les probabilités $P(i)$ et $P(j|i)$ découlent des méthodes d'échantillonnage utilisées. Dans ce qui suit, nous verrons de quelle manière $P(i)$ et $P(j|i)$ s'obtiennent, dans le contexte du PISA.

Plan d'échantillonnage complexe du PISA et calcul de la probabilité de sélection des unités statistiques

Dans le plan d'échantillonnage stratifié à deux niveaux du PISA, au premier niveau, l'échantillonnage aléatoire stratifié et l'échantillonnage aléatoire systématique sont utilisés. En effet, avant même d'échantillonner les écoles, chaque nation participante stratifie sa population d'écoles en un certain nombre de strates dites « explicites » (OCDE, 2014c). Ensuite, dans chacune des strates, des écoles sont sélectionnées par échantillonnage aléatoire systématique avec probabilité proportionnelle à la taille des écoles⁹. Le nombre d'école à sélectionner dans chaque

⁸ Un théorème de base en théorie des probabilités stipule que pour deux événements A et B , où B est la condition, la probabilité conditionnelle de A sachant B s'obtient par la probabilité de l'intersection de A et B , divisée par la probabilité de la condition. Ce théorème peut s'écrire comme $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$, d'où on peut déduire que $P(A \cap B) = P(B) \cdot P(A|B)$.

⁹ Une procédure de calcul est utilisée pour assigner une mesure de taille à chacune des écoles. Celle-ci est documentée dans OCDE (2014a, p.74). Essentiellement, la taille d'une école est donnée par le maximum entre : 1) le

strate dépend du type d'allocation privilégiée dans le processus de stratification, à savoir l'allocation proportionnelle ou l'allocation non proportionnelle. À la fin de cette sous-section, nous verrons de quelle manière cette considération peut influencer les calculs proposés.

Afin de procéder à l'échantillonnage aléatoire systématique, une liste des écoles est dressée, puis les écoles y sont classées en ordre croissant de taille, ainsi qu'en respectant les strates dites « implicites » (OCDE, 2014a). Des numéros sont ensuite accordés à chacune d'elles, toujours en ordre croissant. Par exemple, si les tailles des deux écoles les plus petites sont de 100 et 150, ces écoles obtiennent respectivement les numéros 1 à 100, puis 101 à 250.

Ensuite, le pas de sondage nécessaire à l'échantillonnage systématique est déterminé en appliquant la formule suivante (OCDE, 2009, 2014c) :

$$pas\ de\ sondage = \frac{\text{somme des tailles des écoles de la strate}}{\text{nombre d'écoles à sélectionner dans la strate}}. \quad (2)$$

De ce fait, si la somme des tailles des écoles d'une strate est de 4 000 et que le nombre d'écoles à sélectionner est de 4, le pas de sondage sera de 1 000, ce qui signifie qu'à tous les intervalles de longueur 1 000, une école de la liste sera retenue, dans cette strate¹⁰. En général, l'école qui précède l'école sélectionnée et celle qui la suit, sur la liste, seront toutes deux identifiées comme écoles de remplacement (OCDE, 2014c).

En agissant de la sorte, la probabilité $P(i)$ de l'équation (1) est donnée par (OCDE, 2009, 2014c)

$$P(i) = \begin{cases} \text{taille école } i \cdot \frac{\text{nombre d'écoles à sélectionner dans la strate}}{\text{somme des tailles des écoles de la strate}} = \frac{\text{taille école } i}{\text{pas de sondage}} & \text{si taille de l'école} < \text{pas de sondage} \\ 1 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3)$$

d'où l'expression « probabilité de sélection proportionnelle à la taille des écoles ».

nombre d'élèves de 15 ans admissibles inscrits à cette école ou 2) la valeur 35, le nombre d'élèves à sélectionner dans chacune des écoles.

¹⁰ Afin de déterminer la première école à retenir, un nombre aléatoire entre 0 et 1 est tiré, puis ce nombre est multiplié par le pas de sondage. L'école qui inclut ce résultat est sélectionnée, puis les écoles subséquentes sont déterminées en additionnant le pas de sondage à de multiples reprises. Par exemple, si le nombre aléatoire tiré est 0,752 et que le pas de sondage est de 1000, la première école sélectionnée sera celle qui contient le numéro 752, la seconde, celle qui contient le numéro 1752, la troisième, celle qui contient le numéro 2752, etc.

Échantillonner avec probabilité proportionnelle à la taille des écoles permet de favoriser les écoles de grande taille qui présentent en général davantage de variabilité que les écoles de petite taille et ainsi maximiser la variabilité de l'échantillon, pour un coût donné (OCDE, 2009; Lohr, 2019). Procéder par échantillonnage aléatoire systématique permet aux écoles de petite taille d'être tout de même représentées dans l'échantillon, malgré le fait qu'elles ont une probabilité de sélection plus faible (OCDE,2009).

Au deuxième niveau du plan d'échantillonnage du PISA, quelle que soit la taille des écoles échantillonnées au premier niveau, les élèves sont tirés en nombre fixe par échantillonnage aléatoire simple, à l'intérieur de chacune d'elles. De ce fait, la probabilité $P(j|i)$ de l'équation (1) est donnée par (OCDE, 2009) :

$$P(j|i) = \frac{\text{nombre d'élèves à sélectionner dans l'école } i}{\text{taille de l'école } i}. \quad (4)$$

Échantillonner les élèves en nombre fixe quel que soit la taille de l'école fait en sorte que les élèves fréquentant une école de grande taille ont une probabilité de sélection moindre dans leur école que les élèves fréquentant une école de petite taille. Enfin, comme la probabilité de sélection d'une école de grande taille est supérieure à la probabilité de sélection d'une école de petite taille, en multipliant $P(i)$ et $P(j|i)$, la probabilité $P(i \cap j)$ qui en résulte finalement est sensiblement la même pour tous les élèves de l'échantillon.

Afin d'illustrer concrètement les calculs de $P(i)$, $P(j|i)$ et $P(i \cap j)$ discutés ci-haut, prenons une situation où 4 000 élèves sont répartis en 10 écoles dont les tailles figurent dans la deuxième colonne du Tableau 14. Imaginons que 4 écoles doivent être sélectionnées par échantillonnage aléatoire systématique avec probabilité proportionnelle à la taille, puis que 100 élèves doivent être échantillonnés par échantillonnage aléatoire simple, à l'intérieur de chacune d'elles. Comme le pas de sondage est de 1 000 dans ce cas, l'école 1, de taille 100, aura une probabilité de sélection de 0,1, l'école 2 de taille 150 aura une probabilité de sélection de 0,15, puis l'école 10 de taille 1 000 aura une probabilité de sélection de 1 (voir les colonne 1, 2 et 3 du Tableau 14). Comme les élèves sont sélectionnés en nombre fixe, les élèves de l'école 1 ont une probabilité de sélection supérieure aux élèves de l'école 10 (voir colonne 4 du Tableau 14). Finalement, la

probabilité de sélection est sensiblement la même pour tous les élèves (voir colonne 5 du Tableau 14).

Tableau 14

Exemple de calcul des trois probabilités de sélection des unités du plan d'échantillonnage en deux niveaux du PISA.

Numéro de l'école i	Taille de l'école i	Probabilité de sélection de l'école i $P(i)$	Probabilité de sélection de l'élève j à l'intérieur de l'école i $P(j i)$	Probabilité de sélection finale de l'élève j de l'école i $P(i \cap j)$
1	100	0,100	1,000	0,1
2	150	0,150	0,667	0,1
3	200	0,200	0,500	0,1
4	250	0,250	0,400	0,1
5	300	0,300	0,333	0,1
6	350	0,350	0,286	0,1
7	400	0,400	0,250	0,1
8	450	0,450	0,222	0,1
9	800	0,800	0,125	0,1
10	1000	1,000	0,100	0,1
Total	4000			

Note. Tiré de OCDE, 2009, p.54.

En ajoutant les considérations liées au type d'allocation privilégié avec la stratification, la probabilité de sélection finale des élèves peut devenir inégale. En effet, le type d'allocation influence la probabilité de sélection des écoles. Si les écoles sont sélectionnées avec allocation proportionnelle, la probabilité de sélection de chacune des écoles se trouve modifiée de la même manière, de sorte que la probabilité de sélection des élèves demeure égale. Par contre, lorsqu'une allocation non proportionnelle est mise en œuvre, puis que certaines strates sont sur échantillonnées et d'autres sous échantillonnées, la probabilité de sélection finale des élèves peut devenir inégale.

Lorsque tel est le cas, les observations doivent être pondérées pour tenir compte de cette réalité. Les poids de sondage sont les éléments qui permettent de procéder à de tels ajustements. Les grandes enquêtes internationales en éducation telles que le PISA, le TIMSS et le PIRLS publient, à même leur base de données, les *poids de sondage des écoles* et les *poids de sondage finaux des*

élèves de l'échantillon. La manière dont ces poids de sondage sont calculés fait l'objet de la sous-section qui suit.

3.2.1.3 Poids de sondage

Dans leur forme la plus simple, les poids de sondage sont des pondérations données par l'inverse de la probabilité de sélection des unités (Lohr, 2019; OCDE, 2009). Ainsi, dans le contexte de l'échantillonnage du PISA, les plus simples expressions du poids de sondage de l'école i , du poids de sondage de l'élève j sachant qu'il fréquente l'école i , puis du poids de sondage de l'élève j de l'école i , notés respectivement w_i , $w_{j|i}$ et $w_{i \cap j}$, sont données par :

$$w_i = \frac{1}{P(i)}, w_{j|i} = \frac{1}{P(j|i)} \text{ et } w_{i \cap j} = \frac{1}{P(i \cap j)} = \frac{1}{P(i)} \cdot \frac{1}{P(j|i)} = w_i \cdot w_{j|i}. \quad (5)$$

Afin d'illustrer les calculs de ces poids de sondage, reprenons l'exemple illustré dans le Tableau 14 en supposant que les écoles retenues sont celles numérotées 3, 7, 9 et 10. Le Tableau 15 montre le poids de sondage de ces écoles, le poids de sondage des élèves à l'intérieur de chacune d'elles et le poids de sondage final des élèves de l'échantillon, dans le contexte. La colonne 9 donne la somme des poids de sondage finaux de l'ensemble des élèves de l'échantillon, une somme toujours égale à la taille de la population, avant d'ajuster pour la non-réponse (OCDE, 2009).

Tableau 15

Poids de sondage associés aux probabilités de sélection données dans le Tableau 14.

Numéro de l'école i	Taille de l'école i	Probabilité de sélection de l'école i $P(i)$	Poids de sondage de l'école i w_i	Probabilité de sélection de l'élève j à l'intérieur l'école i $P(j i)$	Poids de sondage de l'élève j à l'intérieur de l'école i $w_{j i}$	Probabilité de sélection finale de l'élève j de l'école i $P(i \cap j)$	Poids de sondage final de l'élève j de l'école i $w_{i \cap j}$	Somme des poids de sondage finaux des élèves
1	100	0,10		1,000		0,10		
2	150	0,15		0,667		0,10		
3	200	0,20	5	0,500	2,0	0,10	10	1000
4	250	0,25		0,400		0,10		
5	300	0,30		0,333		0,10		
6	350	0,35		0,286		0,10		
7	400	0,40	2,5	0,250	4,0	0,10	10	1000
8	450	0,45		0,222		0,10		
9	800	0,80	1,25	0,125	8,0	0,10	10	1000
10	1000	1,00	1,00	0,100	10,0	0,10	10	1000
Total	4000		9,75					4000

Note. Le tableau est tiré de OCDE, 2009, p.54.

Le poids de sondage final des élèves, fourni par le PISA, le *TIMSS* et le PIRLS, implique davantage de facteurs que w_i et $w_{j|i}$. En effet, au total, 7 facteurs sont pris en compte dans le calcul du poids de sondage final de l'élève j de l'école i . La formule pour ce faire est donné par (OCDE, 2009)¹¹

$$w_{i \cap j} = t_{j|i} f_i f_{j|i} f_{ij}^A t_i w_i w_{j|i}, \quad (6)$$

avec w_i , le poids de sondage de l'école i , $w_{j|i}$, le poids de sondage de l'élève j à l'intérieur de l'école i , f_i , le facteur d'ajustement pour la non-réponse d'écoles similaires à l'école i , non compensée par les écoles de remplacement, $f_{j|i}$, le facteur d'ajustement pour la non-réponse d'élèves de la même école similaires à l'élève j , non compensée par les élèves de remplacement (même strate implicite, même genre, même niveau), f_{ij}^A , un facteur qui permet de compenser pour le fait que dans certains pays, seulement les élèves de 15 ans du niveau scolaire modal des élèves de 15 ans de cette école ont été inclus, t_i , un facteur d'ajustement utilisé pour borner les valeurs de w_i qui pourraient être anormalement élevées et enfin, $t_{j|i}$, un facteur d'ajustement utilisé pour borner les valeurs de $w_{j|i}$ qui pourraient être anormalement élevées. Borner les valeurs à l'aide d'un facteur d'ajustement introduit un léger biais, mais réduit l'erreur type (Kish, 1992).

Comme nous pouvons le lire dans le manuel d'analyse de données du PISA (OCDE, 2009) :

Les procédures utilisées afin de calculer les poids de sondage du PISA reflètent les meilleurs pratiques d'analyse de données issues de plans d'échantillonnage complexes, des procédures aussi utilisées par les plus grandes agences statistiques au monde. Les mêmes procédures ont été utilisées dans d'autres grandes enquêtes internationales en éducation comme le *TIMSS* et le PIRLS, mis en œuvre par l'*IEA*. La théorie d'analyse statistique sous-jacente est issue de Cochran (1977), Lohr (2010) and Särndal, Swensson et Wretman (1992). (traduction libre de OCDE, 2014a, p.132)

Au moment de procéder aux analyses, les poids de sondage doivent être incorporés aux données. En effet, lorsque la probabilité de sélection des unités statistiques est inégale et que cette

¹¹ Les notations utilisées dans cette formule sont différentes de celles utilisées par l'OCDE (2014c, p.133). Elles ont été modifiées dans le but de s'adapter aux notations utilisées dans les paragraphes précédents.

probabilité de sélection est corrélée à la variable réponse, omettre les poids de sondage risque de biaiser les estimations des paramètres (moyennes, totaux, coefficients de régression, paramètres de modélisation par équations structurelles), un biais appelé *biais de sélection*, dans le contexte (Asparouhov, 2005; Heeringa et al., 2017; Lohr, 2019; Muthén et Sattora, 1995; Stapleton, 2013). Lorsque les poids de sondage sont ajustés pour la non-réponse, les omettre risque d'accentuer le biais dû à la non-réponse (le verbe accentuer est utilisé car ce type de biais est incontournable dans une grande enquête)(Stapleton, 2013).

Horvitz et Thompson (1952) ont été les premiers à proposer un estimateur sans biais pour estimer les totaux de population en incluant les poids de sondage (Asparouhov, 2005; Lohr, 2019; Skinner et Wakefield, 2017). Cet estimateur, appelé *l'estimateur d'Horvitz-Thompson*, consiste à multiplier chaque observation par son poids de sondage, puis à en faire la somme. Les estimations de paramètres tels que la moyenne ou encore le coefficient de régression utilisent cet estimateur. Dans la sous-section qui suit et qui abordera la quatrième et dernière conséquence des plans d'échantillonnage complexes, nous verrons qu'une extension de l'estimateur d'Horvitz-Thompson permet d'estimer les paramètres de modèles multivariés à variable latente, en incluant les poids de sondage.

3.2.1.4 Nécessité de recourir à des techniques particulières afin d'estimer la variance des paramètres estimés

La quatrième et dernière conséquence des plans d'échantillonnage complexes a trait à la nécessité de recourir à des techniques d'approximation afin d'estimer la variance des paramètres, dans le contexte où les données sont issues d'un plan d'échantillonnage complexe. La variance d'un paramètre est une mesure dont la formule de calcul doit être adaptée à la méthode d'échantillonnage utilisée pour générer les unités statistiques de l'échantillon qui servent à l'estimer (Lohr, 2019; Stapleton, 2006, 2008). En effet, la méthode d'échantillonnage utilisée détermine un élément clé de ce calcul : la probabilité de sélection conjointe de chaque paire d'observations de l'échantillon.

La formule de calcul de la variance d'un paramètre, développée pour un échantillonnage aléatoire simple avec remise, suppose les observations indépendantes et identiquement distribuées. Dans ce contexte, la probabilité de sélection conjointe de chaque paire d'unités est donnée par la probabilité de sélection de la première unité multipliée par la probabilité de sélection de la seconde unité (Skinner et Wakefield, 2017). Dans ce contexte, la covariance de chacune des paires d'unités est nulle¹².

Avec un plan d'échantillonnage à plusieurs niveaux, utiliser cette formule entraîne en général une sous-estimation de la variance des paramètres estimés, car dans cette situation, les observations ne peuvent être considérées indépendantes (leur covariance risque d'être non-nulle) (Asparouhov, 2005; Lohr, 2019; Stapleton, 2006, 2008, 2013). Parallèlement, en présence d'un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié, utiliser la formule de base entraîne habituellement une surestimation de la variance des paramètres (Asparouhov, 2004), car les strates sont en général choisies de manière à être le plus homogène possible, ce qui a pour effet de diminuer la variance des paramètres estimés (Stapleton, 2006, 2008).

Lohr (2019) fournit les formules permettant de calculer la variance de paramètres comme les totaux et les moyennes, pour divers plans d'échantillonnage, dont l'échantillonnage aléatoire stratifié et l'échantillonnage aléatoire par grappe à un ou deux niveaux, avec probabilité de sélection égale ou inégale des unités. Pour les plans d'échantillonnage stratifiés à plusieurs niveaux, puis pour des paramètres comme les ratios ou les coefficients de régression, les formules ne sont pas présentées dans l'ouvrage : avec de tels plans d'échantillonnage, la probabilité de sélection conjointe de chaque paire d'unité peut être difficilement calculable (Lohr 2019; Skinner et Wakefield, 2017).

Dans ces contextes, il est recommandé de se tourner vers des approches d'approximation de la variance des paramètres. Parmi ces approches figurent la méthode de linéarisation de Taylor,

¹² En effet, en définissant un indicateur binaire de sélection de l'unité I_k (avec I_k suivant une loi de Bernoulli de paramètres $n = 1$ et de probabilité de succès p donnée par la probabilité de sélection π_k), tel que $E(I_k) = \pi_k$, $Var(I_k) = \pi_k(1 - \pi_k)$, l'espérance $E(I_k I_l)$ est alors donnée par $E(I_k I_l) = \pi_k \pi_l$ et la covariance $Cov(I_k, I_l)$ est donnée par $Cov(I_k, I_l) = \pi_k \pi_l - \pi_k \pi_l$ (Skinner et Wakefield, 2017). Lorsque les unités i et k sont indépendantes, $\pi_k \pi_l = \pi_k \pi_l$ et ainsi $Cov(I_k, I_l) = \pi_k \pi_l - \pi_k \pi_l = 0$. Dans le cas contraire, $\pi_k \pi_l \neq \pi_k \pi_l$ et $Cov(I_k, I_l) \neq 0$.

aussi appelée méthode delta et méthode de propagation de la variance (*propagation of variance*, Kish, 1965) ainsi que diverses méthodes de réplification ou de rééchantillonnage (Lohr, 2019; OCDE, 2009; Stapleton, 2006, 2008).

La méthode de linéarisation de Taylor est une technique issue du calcul différentiel. Grâce aux dérivées, des fonctions non linéaires peuvent être approximées par des fonctions linéaires, ce qui permet d'approximer la variance de fonctions non linéaires par la variance de fonctions linéaires (Stapleton, 2008). Les méthodes de réplification ou de rééchantillonnage, quant à elles, consistent à traiter l'échantillon, comme s'il s'agissait de la population, puis à générer une série de sous-échantillons à partir de l'échantillon initial. Pour ce faire, la méthode du *bootstrap*, la méthode du *jackknife*, puis la méthode de la *réplification répétée et balancée* (*Balanced Repeated Replication*, *BRR*) et sa variante, la *modification de Fay* peuvent être appliquées. Chacune de ces méthodes est associée à une formule d'approximation de la variance échantillonnale, mais l'idée générale est toujours la même : estimer le paramètre d'intérêt dans chaque sous-échantillon et dans l'échantillon initial, puis approximer la variance du paramètre d'intérêt en comparant les valeurs obtenues dans les sous-échantillons à celle obtenue dans l'échantillon initial (Lohr, 2019; Stapleton, 2006, 2008).

Les bases de données du *TIMSS*, du *PIRLS* et du *PISA* fournissent, pour les analystes secondaires, tout ce qui est nécessaire afin d'approximer la variance échantillonnale d'un paramètre d'intérêt, sans avoir à rééchantillonner, sans avoir à recourir à la linéarisation de Taylor. En effet, l'*IEA* et l'*OCDE* procèdent eux-mêmes au rééchantillonnage. L'*IEA* applique la méthode du *jackknife*, alors que l'*OCDE* applique la méthode *BRR* et sa variante, la modification de Fay (OCDE, 2009).

Dans ce qui suit, nous décrirons brièvement la méthode du *jackknife* ainsi que la méthode *BRR* et sa variante, la modification de Fay (OCDE, 2009). Ces descriptions nous permettront de présenter les formules à appliquer, dans chacun des cas, afin d'approximer la variance d'un paramètre estimé. Le lecteur intéressé pourra consulter les textes de Lohr (2019) et de Stapleton (2008) pour un traitement extensif de ces méthodes ainsi que pour un traitement exhaustif de la méthode de linéarisation de Taylor.

Afin d'illustrer la méthode du *jackknife* pour échantillonnage stratifié à deux niveaux (OCDE, 2009), supposons qu'une population a été subdivisée en deux strates et que 10 écoles ont été sélectionnées, dans chacune des strates, par échantillonnage aléatoire systématique avec probabilité proportionnelle à la taille des écoles. Dans ce cas, la méthode du *jackknife* consisterait à former des paires d'écoles, à l'intérieur de chacune des strates, en conservant l'ordre dans lequel les écoles ont initialement été sélectionnées, afin que les paires regroupent des écoles similaires (même strate, taille semblable car l'ordre de sélection a été conservé). La strate 1 contiendrait alors 5 paires d'écoles, à savoir les écoles 1 et 2, 3 et 4, 5 et 6, 7 et 8, puis 9 et 10 et il en serait de même pour la strate 2. Au total, 10 paires seraient ainsi créées.

Ensuite, un nombre de sous-échantillons égal au nombre de paires formées serait généré. Dans ce cas-ci, 10 sous-échantillons seraient générés en retirant une seule école à la fois. La manière de retirer l'école serait la suivante : dans le sous-échantillon 1, une école de la 1^{re} paire de la strate 1 serait retirée aléatoirement, dans le sous-échantillon 2, une école de la 2^e paire de la strate 1 serait retirée aléatoirement et ainsi de suite, jusqu'à ce qu'une école de la 5^e paire de la strate 2 soit retirée aléatoirement. Chaque école retirée se verrait attribuer un poids de sondage égal à 0, alors que les poids de sondage des écoles restantes seraient doublés. Voir le Tableau 16 qui illustre l'entièreté de cette situation.

Afin d'estimer la variance d'un paramètre d'intérêt, le paramètre serait estimé dans chaque sous-échantillon ainsi que dans l'échantillon initial. Ainsi, de manière générale, pour un nombre de sous-échantillons i allant de 1 à G , la valeur estimée dans le sous-échantillon i serait notée $\hat{\theta}_{(i)}$ et la valeur estimée dans l'échantillon initial notée $\hat{\theta}$. La variance échantillonnale de $\hat{\theta}$ serait alors donnée par (OCDE, 2009, p.72)

$$\sigma_{(\hat{\theta})}^2 = \frac{1}{G} \sum_{i=1}^G (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})^2. \quad (7)$$

Tableau 16

Formation des sous-échantillons avec la méthode du jacknife et facteurs attribués aux poids de sondage des unités.

Strate	Paire	École	Sous-échantillon									
			R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8	R9	R10
1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1	1	2	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1	2	3	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1
1	2	4	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1
1	3	5	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
1	3	6	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1
1	4	7	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1
1	4	8	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1
1	5	9	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1
1	5	10	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1
2	6	11	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1
2	6	12	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1
2	7	13	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1
2	7	14	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1
2	8	15	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1
2	8	16	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1
2	9	17	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1
2	9	18	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1
2	10	19	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2
2	10	20	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0

Note. Ce tableau est tiré de OCDE, 2009, p.71.

La méthode *BRR* est similaire à la méthode du *jacknife*, mais davantage d'écoles sont retirées afin de générer chacun des sous-échantillons. En effet, avec la méthode *BRR*, chaque sous-échantillon est créé en retirant une école de chaque paire. Les écoles retirées se voient attribuer un poids de sondage de 0, alors que le poids de sondage des écoles restantes est doublé. Comme une grande quantité de sous-échantillons pourraient être générée selon cette procédure, il est d'usage d'utiliser la règle suivante : générer un nombre de sous-échantillons égal au plus petit multiple de 4, supérieur ou égal au nombre de paires. En reprenant l'exemple ayant servi à illustrer la méthode du *jacknife* où 10 écoles ont été sélectionnées par échantillonnage aléatoire systématique avec échantillonnage proportionnel à la taille dans les deux strates d'une population et où 10 paires ont été formées, le nombre de sous-échantillons à générer dans ce cas-ci serait de 12 (voir Tableau 17).

Tableau 17

Formation des sous-échantillons avec la méthode BRR et facteurs attribués aux poids de sondage des unités.

Pseudo-strate	École	Sous-échantillon											
		R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8	R9	R10	R11	R12
1	1	2	0	0	2	0	0	0	2	2	2	0	2
1	2	0	2	2	0	2	2	2	0	0	0	2	0
2	3	2	2	0	0	2	0	0	0	2	2	2	0
2	4	0	0	2	2	0	2	2	2	0	0	0	2
3	5	2	0	2	0	0	2	0	0	0	2	2	2
3	6	0	2	0	2	2	0	2	2	2	0	0	0
4	7	2	2	0	2	0	0	2	0	0	0	2	2
4	8	0	0	2	0	2	2	0	2	2	2	0	0
5	9	2	2	2	0	2	0	0	2	0	0	0	2
5	10	0	0	0	2	0	2	2	0	2	2	2	0
6	11	2	2	2	2	0	2	0	0	2	0	0	0
6	12	0	0	0	0	2	0	2	2	0	2	2	2
7	13	2	0	2	2	2	0	2	0	0	2	0	0
7	14	0	2	0	0	0	2	0	2	2	0	2	2
8	15	2	0	0	2	2	2	0	2	0	0	2	0
8	16	0	2	2	0	0	0	2	0	2	2	0	2
9	17	2	0	0	0	2	2	2	0	2	0	0	2
9	18	0	2	2	2	0	0	0	2	0	2	2	0
10	19	2	2	0	0	0	2	2	2	0	2	0	0
10	20	0	0	2	2	2	0	0	0	2	0	2	2

Note. Tableau tiré de OCDE, 2009, p.72.

De manière générale, pour un nombre de sous-échantillons i allant de 1 à G , dans ce cas, la variance échantillonnale de $\hat{\theta}$ serait donnée par (OCDE, 2009, p.73)

$$\sigma_{(\hat{\theta})}^2 = \frac{1}{G} \sum_{i=1}^G (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})^2. \quad (8)$$

Comme la méthode *BRR* génère des sous-échantillons dont la taille n'est donnée que par la moitié de celle de l'échantillon initial, l'estimation du paramètre d'intérêt pourrait devenir problématique. Afin de contourner cette limite, Fay a proposé de limiter l'écart entre les poids de sondage attribué aux unités retirées et ceux attribués aux unités retenues. La variante de Fay consiste à multiplier le poids de sondage des écoles retirées par un facteur k situé entre 0 et 1 et de multiplier le poids de sondage des écoles retenues par $2 - k$. Dans ce cas, la formule de calcul de la variance devient (OCDE, 2009, p.73)

$$\sigma_{(\hat{\theta})}^2 = \frac{1}{G(1-k)^2} \sum_{i=1}^G (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})^2. \quad (9)$$

Le PISA utilise la méthode de Fay avec un facteur de 0,5, de sorte que les poids de sondage des unités retirées et retenues sont multipliés respectivement par 0,5 et 1,5 (voir le Tableau 18). La formule de calcul de la variance est donnée par (OCDE, 2009, p.74)

$$\sigma_{(\hat{\theta})}^2 = \frac{1}{G(1-0,5)^2} \sum_{i=1}^G (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})^2. \quad (10)$$

Comme le PISA utilise un nombre fixe de 80 sous-échantillons, la formule devient (OCDE, 2009, p.74)

$$\sigma_{(\hat{\theta})}^2 = \frac{1}{80(1-0,5)^2} \sum_{i=1}^{80} (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})^2. \quad (11)$$

Tableau 18

Formation des sous-échantillons avec la méthode BRR et sa variante la modification de Fay et facteurs attribués aux poids de sondage des unités.

Pseudo- strate	École	Sous-échantillon											
		R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8	R9	R10	R11	R12
1	1	1,5	0,5	0,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	1,5
1	2	0,5	1,5	1,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	0,5
2	3	1,5	1,5	0,5	0,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5
2	4	0,5	0,5	1,5	1,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5
3	5	1,5	0,5	1,5	0,5	0,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	1,5	1,5
3	6	0,5	1,5	0,5	1,5	1,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	0,5	0,5
4	7	1,5	1,5	0,5	1,5	0,5	0,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	1,5
4	8	0,5	0,5	1,5	0,5	1,5	1,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	0,5
5	9	1,5	1,5	1,5	0,5	1,5	0,5	0,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5
5	10	0,5	0,5	0,5	1,5	0,5	1,5	1,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5
6	11	1,5	1,5	1,5	1,5	0,5	1,5	0,5	0,5	1,5	0,5	0,5	0,5
6	12	0,5	0,5	0,5	0,5	1,5	0,5	1,5	1,5	0,5	1,5	1,5	1,5
7	13	1,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	1,5	0,5	0,5	1,5	,5	0,5
7	14	0,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	0,5	1,5	1,5	0,5	1,5	1,5
8	15	1,5	0,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	1,5	0,5	0,5	1,5	0,5
8	16	0,5	1,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	0,5	1,5	1,5	0,5	1,5
9	17	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	1,5	0,5	,5	1,5
9	18	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	0,5	1,5	1,5	0,5
10	19	1,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	1,5	0,5	0,5
10	20	0,5	0,5	1,5	1,5	1,5	0,5	0,5	0,5	1,5	0,5	1,5	1,5

Note. Tableau tiré de OCDE, 2009, p.73.

Les informations fournies par l'IEA et l'OCDE, dans les bases de données, sont les poids de sondage des unités statistiques, calculés dans chacun des sous-échantillons générés. Ces éléments sont appelés des *poids de sondage répliqués*. L'OCDE fournit, pour l'ensemble des écoles de l'échantillon, 80 poids de sondage répliqués, en plus du poids de sondage calculé dans l'échantillon initial. Il fait de même avec les élèves. Chaque participant se voit attribuer 80 poids de sondage répliqués, en plus de son poids de sondage initial. Au moment de procéder à des analyses secondaires de données issues du PISA, du PIRLS et du TIMSS, l'analyste n'a qu'à utiliser les poids de sondages répliqués et à appliquer la formule de calcul de la variance échantillonnale, adaptée à la méthode de réplification ayant permis de générer les sous-échantillons.

Pour les contextes multivariés, Skinner (1989), à partir des travaux de Binder (1983), a développé une méthode afin d'estimer les paramètres θ de modèles multivariés à un niveau avec probabilité de sélection inégale des unités, y compris les modèles à variables latentes (Asparouhov, 2005). Il s'agit de la *méthode de vraisemblance pseudomaximale* (*Pseudomaximum likelihood method, PML*). Les estimateurs de vraisemblance pseudomaximale sont alors donnés par les valeurs qui maximisent la log-vraisemblance pondérée des observations (Asparouhov, 2005; Asparouhov et Muthén, 2005) donnée par

$$L = \sum_{i=1}^n w_i L_i , \quad (12)$$

où n est le nombre d'observations, w_i , le poids de sondage de l'unité i et L_i , le logarithme de la vraisemblance de l'unité i . Selon Skinner (1989), les estimateurs $\hat{\theta}$ sont des estimateurs convergents de θ (Asparouhov, 2005). Avec cette méthode, la matrice de covariance asymptotique des estimations est donnée par l'estimateur sandwich

$$(\partial^2(L)/\partial\theta\partial\theta')^{-1}(\sum_i w_i^2 (\partial(L_i)/\partial\theta)(\partial(L_i)/\partial\theta)')(\partial^2(L)/\partial\theta\partial\theta')^{-1}, \quad (13)$$

où $\partial/\partial\theta$ et $\partial^2/\partial\theta\partial\theta'$ sont les dérivées premières et secondes (Asparouhov, 2005).

Muthén et Sattora (1995) ont poursuivi les travaux de Skinner (1989) et généralisé la méthode afin que cette dernière puisse être utilisée avec des données issues d'un plan d'échantillonnage complexe (Asparouhov, 2006; Stapleton, 2006). Comme les poids de sondage affectent la covariance asymptotique « qui elle, influence à son tour le facteur de correction du χ^2 »

(traduction libre d'Asparouhov, 2005, p.418), Muthén et Sattora (1995) ont aussi proposé un test d'ajustement du χ^2 adapté au contexte (asymptotiquement équivalent au test statistique Yuan-Bentler T2*). Sans cette adaptation, la moyenne et la variance de l'indice d'ajustement du khi-deux seraient surévaluées de manière proportionnelle à la taille et à l'homogénéité des grappes (Muthén et Sattora, 1995). Comme l'indice d'ajustement du khi-deux permet d'évaluer le niveau d'adéquation entre les données et un modèle proposé, une telle inflation amènerait à rejeter, à tort, un certain nombre de modèles (augmentation de l'erreur de type 1) (Stapleton, 2013).

Dans ce qui suit, nous proposerons deux approches d'analyse qui permettent de traiter de manière adéquate les quatre conséquences des plans d'échantillonnage complexes que sont la non-indépendance des observations, la probabilité de sélection inégale des unités statistiques de la population, la présence de poids de sondage et enfin, la nécessité de recourir à des techniques particulières afin d'estimer la variance des paramètres estimés. Les approches proposées permettront des analyses tant pour les contextes univariés, bivariés ou multivariés, avec ou sans variables latentes.

3.2.2 Deux approches d'inférence pour les données issues d'un plan d'échantillonnage complexe

Afin d'analyser des données issues d'un plan d'échantillonnage complexe, deux approches peuvent être employées : l'approche orientée devis (*Design-Based Modeling*, Stapleton, 2013) et l'approche orientée modèle (*Model-Based analysis*, Kalton, 1977), aussi appelée modélisation multiniveau. L'approche orientée devis permet d'appliquer l'ensemble des procédures décrites à la section 3.2.1 en vue de considérer la non-indépendance des observations, la probabilité de sélection inégale des unités statistiques de la population, la présence de poids de sondage et la nécessité de recourir à des techniques particulières afin d'estimer la variance des paramètres estimés.

Cependant, concernant la non-indépendance des observations, au moment d'estimer les paramètres, le phénomène est ignoré : les données sont analysées de manière agrégée (*aggregated analysis*, Muthén et Sattora, 1995) (sans considérer la grappe à laquelle appartiennent les observations). Au moment d'estimer la variance des paramètres estimés, le

phénomène est considéré. Pour ce faire, une des méthodes d'approximation de la variance, discutées à la section 3.2.1.4, est appliquée.

Ainsi, l'approche orientée devis permet des analyses univariées, bivariées et multivariées, avec ou sans variables latentes. Sans variables latentes, les poids de sondage finaux des unités sont incorporés et traités avec l'estimateur d'Horvitz-Thompson, puis la méthode de linéarisation de Taylor ou une des méthodes de réplification peut être utilisée afin d'estimer la variance des paramètres. Si les poids de sondages finaux répliqués sont fournis, comme cela est le cas dans le cadre du PISA, du *TIMSS* et du PIRLS, la variance des paramètres peut être estimée de cette façon.

Avec des variables latentes, les poids de sondage peuvent aussi être incorporés, puis la méthode de vraisemblance pseudomaximale (*PML*), discutée à la section 3.2.1.4, permet d'estimer les paramètres. Une des méthodes de réplification (les poids de sondage répliqués lorsque fournis) ou l'estimateur sandwich peuvent être utilisés afin d'approximer la variance des paramètres. Le Tableau 19 fournit une synthèse de la manière dont sont traitées les quatre conséquences des plans d'échantillonnage complexe avec l'approche orientée devis.

Tableau 19

Synthèse de la manière dont sont traitées les quatre conséquences des plans d'échantillonnage complexes avec l'approche orientée devis.

Conséquences des plans d'échantillonnage complexes	Non-indépendance des observations	Probabilités de sélection inégales des unités statistiques	Présence de poids de sondage	Nécessité de recourir à des techniques particulières d'estimation de la variance des paramètres	
	Absence de variables latentes	Traité avec les techniques d'approximation de la variance	Traité avec les poids de sondage	Estimations de paramètres avec l'estimateur d'Horvitz-Thompson et formules dérivées	Approximation de la variance des paramètres avec : Méthodes de réplication (utiliser les poids de sondage répliqués lorsque fournis)
Approche orientée devis				Méthode de linéarisation de Taylor	
Analyses univariées, bivariées ou multivariées	Présence de variables latentes	Traité avec les techniques d'approximation de la variance	Traité avec les poids de sondage	Estimations de paramètres avec l'estimateur PML	Approximation de la matrice de covariance Approximation de la variance des paramètres avec : Méthodes de réplication (utiliser les poids de sondage répliqués lorsque fournis)
				Extension de la méthode de linéarisation de Taylor : l'estimateur sandwich est utilisé	

Note. Synthèse personnelle.

L'analyse de données selon l'approche orientée modèle (ou modélisation multiniveau), avec ou sans variables latentes, constitue un vaste champ d'analyse. Il serait difficile d'en offrir un traitement exhaustif dans les quelques pages de ce chapitre. Dans ce contexte, le lecteur intéressé par le sujet est invité à consulter les ouvrages de Heck et Thomas (2015), Snijders et Bosker (2011) ainsi que le chapitre 17 de Kline (2016). Pour la modélisation par équations structurelles de données issues d'un plan d'échantillonnage complexe, les lectures suivantes sont

recommandées : Byrne (2012, chapitre 12), Kim et al. (2013), Rabe-Hesketh et Skrondal (2004, 2006), Rabe-Hesketh et al. (2012), Rutkovski et Zhou (2013), Stapelton (2013). En outre, un bref traitement de l'approche est présenté dans ce qui suit.

Avec l'approche orientée modèle, la non-indépendance des observations est non seulement traitée, mais modélisée. En effet, avec cette approche les données sont analysées de manière désagrégée (*disaggregated analysis*, Muthén et Sattora, 1995) (en tenant compte de la grappe à laquelle appartiennent les observations), dans le but d'expliquer la variation de la variable réponse tant par la variation intra-grappe que par la variation inter-grappe. L'approche orientée modèle permet d'étudier les relations à l'intérieur des grappes ainsi que celles entre les grappes (Stapelton, 2013), puis permet d'intégrer des prédicteurs, à chacun des niveaux.

Afin de permettre la modélisation multiniveau (à deux et à trois niveaux) de données issues de plans d'échantillonnage complexes avec des variables latentes, la méthode de vraisemblance pseudomaximale (*PML*), discutée à la section 3.2.1.4, a été adaptée (p.ex. Asparouhov, 2004; Asparouhov, 2006; Rabe-Hesketh et Skrondal, 2006). Cette version a été appelée méthode multiniveau de vraisemblance pseudomaximale (*Multilevel pseudomaximum likelihood estimator*, *MPML*)(Asparouhov et Muthén, 2006).

Contrairement à ce qui est recommandé avec l'approche orientée devis, avec l'approche orientée modèle, l'inclusion des poids de sondage n'est pas suggérée de manière systématique. En outre, lorsqu'il est suggéré de le faire, ce sont les poids de sondage calculés à chacun des niveaux qui doivent être incorporés. Par exemple, pour analyser les données issues du PISA en incluant les poids de sondage, ce sont les poids de sondage des écoles (notés w_i à la section 3.2.1.3) qui devraient être incorporés au premier niveau, puis les poids de sondage des élèves à l'intérieur des écoles (notés $w_{j|i}$ à la section 3.2.1.3) qui devraient l'être, au deuxième niveau. Comme ces derniers ne sont pas fournis dans les bases de données du PISA, du *TIMSS* et du *PIRLS*, ceux-ci devraient être préalablement calculés. Asparouhov (2006), Kim et al. (2013), Pfeiffermann (1993) et Rutkovski et Zhou (2013) ont proposé diverses recommandations sur la manière de calculer ces poids de sondage ainsi que sur les conditions favorables à leur inclusion. Ces recommandations font l'objet de l'Annexe A3 de la thèse.

D'un point de vue théorique, l'approche orientée devis et l'approche orientée modèle diffèrent dans la manière dont la composante « aléatoire » y est définie. Avec l'approche orientée devis, l'ensemble des valeurs y_1, \dots, y_N de la population sont définies comme des composantes fixes, puis une variable aléatoire I_k , de type Bernoulli, détermine l'inclusion de y_k dans l'échantillon S , ou pas. Les paramètres de la variable de Bernoulli sont $n = 1$ et probabilité de succès $p = \pi_k$, la probabilité de sélection de l'unité k (Lohr, 2019; Skinner et Wakefield, 2017). Avec l'approche orientée modèle, la variable Y_k est définie comme une variable aléatoire. Les n observations de l'échantillon sont vues comme des réalisations de n variables aléatoires Y_k , générées à partir d'une super population infinie (Lohr, 2019; Skinner et Wakefield, 2017).

Selon Stapleton (2013), au moment d'analyser des données issues d'un plan d'échantillonnage complexe, le choix de l'une ou l'autre des approches devrait être guidé par la nature de la question de recherche. Afin de fixer les idées, supposons, par exemple, que des données ont été recueillies selon un plan d'échantillonnage à deux niveaux (écoles au premier niveau et élèves au second niveau), puis que deux variables ont été étudiées : le temps d'écran hebdomadaire des élèves et leurs performances scolaires.

Si la question de recherche vise à étudier le lien entre le temps d'écran et les performances scolaires, chez l'ensemble des participants, l'approche orientée devis serait adéquate. En effet, dans le contexte, le fait que les élèves soient nichés à l'intérieur des écoles constitue davantage une nuisance, qu'un phénomène à modéliser. Par contre, si la recherche vise à expliquer le lien entre le temps d'écran des élèves et les performances scolaires, par des variables de niveau école et de niveau élève, l'approche orientée modèle ou modélisation multiniveau est davantage indiquée.

Stapleton (2013) propose d'utiliser le coefficient de corrélation intraclasse (*CCI*), un coefficient qui indique le niveau d'homogénéité à l'intérieur des grappes, afin de déterminer si les conditions sont favorables à l'utilisation de l'approche orientée modèle. Le *CCI* d'une variable est donné par la proportion de la variance inter-groupe (au sens d'inter-grappe, dans le contexte) par rapport à la variance totale

$$CCI = \frac{\sigma_B^2}{\sigma_B^2 + \sigma_W^2}, \quad (14)$$

avec B , la variance inter-groupe, W , la variance intra-groupe et $0 \leq CCI \leq 1$ (Byrne, 2012). Une valeur de 1 indique que les grappes sont complètement homogènes. Une valeur près de 0 indique peu de variabilité à modéliser au niveau des grappes. Avec des valeurs de CCI près de 0, il est peu probable que les estimations d'un modèle multiniveau convergent (Asparouhov, 2006; Kovačević et Rai, 2003; Stapleton, 2013), de sorte que l'approche orientée devis est davantage indiquée dans le contexte.

Le logiciel *Mplus* version 8 permet l'analyse de données à l'aide de l'approche orientée devis ainsi qu'à l'aide de l'approche orienté modèle (pour des modèles à deux ou trois niveaux). À l'Annexe A2 de la thèse, les commandes pour ce faire sont présentées. Dans la version publiée de cet article, un fichier de données ainsi que deux fichiers de commandes exécutables dans *Mplus* Version 8 sont fournis afin d'illustrer ces procédures.

Dans la section qui suit, nous abordons la deuxième considération méthodologique inhérente aux grandes enquêtes en éducation à l'origine des défis imposés aux analystes secondaires : la procédure de rotation des items lors de la collecte de données.

3.3 Rotation des items lors de la collecte de données

Dans le cadre des grandes enquêtes en éducation, de très nombreux items sont nécessaires afin de couvrir des domaines aussi vastes que la culture mathématique, la compréhension de l'écrit et la culture scientifique. Il serait déraisonnable et peu souhaitable de soumettre les participants à l'ensemble de ces items (OCDE, 2009). En effet, au-delà d'une certaine durée, le niveau de fatigue et la perte de motivation chez les participants pourraient biaiser les résultats. En outre, les directions d'écoles et les élèves pourraient se montrer peu enclins à participer à de telles épreuves, ce qui réduirait le taux de participation et pourrait constituer une source de biais supplémentaire (OCDE, 2009).

Afin de maximiser la couverture des items dans la population tout en minimisant le temps nécessaire à la passation des épreuves, le PISA administre, depuis 2003, les épreuves cognitives

en mode rotatif. Cette manière de procéder fait en sorte que chaque participant ne répond qu'à une partie des items de la banque totale d'items.

La procédure de rotation des items cognitifs, mise en œuvre par le PISA, est appelée procédure à *devis incomplet balancé* (*Balanced incomplete design*, OCDE, 2009; Weeks et al., 2013). Cette procédure consiste à répartir la totalité des items de mathématiques, de compréhension de l'écrit et de sciences en 13 blocs, pour ensuite former des cahiers, constitués de 4 blocs. De ce fait, 13 formats de cahiers sont produits, puis un bloc donné se retrouve dans 4 cahiers, mais y occupe, chaque fois, une position différente. Le Tableau 20 illustre ce devis. Comme nous pouvons le constater, le bloc B1 est inclus dans les cahiers 1, 5, 11 et 13 et il s'y situe respectivement dans les positions suivantes : 1^{re}, 4^e, 3^e et 2^e.

Tableau 20

Procédure de rotation des items des épreuves cognitives mise en œuvre dans le PISA.

Cahier	Partie 1 du test	Partie 2 du test	Partie 3 du test	Partie 4 du test
Cahier 1	B1	B2	B4	B10
Cahier 2	B2	B3	B5	B11
Cahier 3	B3	B4	B6	B12
Cahier 4	B4	B5	B7	B13
Cahier 5	B5	B6	B8	B1
Cahier 6	B6	B7	B9	B2
Cahier 7	B7	B8	B10	B3
Cahier 8	B8	B9	B11	B4
Cahier 9	B9	B10	B12	B5
Cahier 10	B10	B11	B13	B6
Cahier 11	B11	B12	B1	B7
Cahier 12	B12	B13	B2	B8
Cahier 13	B13	B1	B3	B9

Note. Tableau tiré de OCDE, 2009, p.91.

Lors de la collecte de données, chaque élève répond à un seul cahier qui lui est attribué de manière aléatoire. De ce fait, deux élèves ne sont pas nécessairement soumis au même test. Toutefois, comme le PISA utilise un modèle issu de la théorie des réponses aux items (voir section 3), pour rendre compte des performances, cela ne pose pas problème. Le fait que les cahiers partagent des items communs suffit pour comparer des élèves, sur une échelle commune, avec un tel type de modèle (OCDE, 2009). En effet, des procédures de mise à l'échelle permettent de s'assurer que les cahiers sont « équivalents » et que les performances sont estimées à partir d'une échelle commune (OCDE, 2009). Toutefois, la manière dont le PISA s'y prend pour rendre compte des performances pose un défi pour l'analyste secondaire. En effet, le PISA se tourne vers une approche appelée *approche des valeurs plausibles*. Les valeurs générées nécessitent un traitement particulier. Ce sujet fera l'objet de la section 3.4.

Depuis 2012, une rotation des items similaire à celle utilisée dans les épreuves cognitives a été implantée dans les questionnaires contextuels destinés aux élèves, questionnaires qui servent à décrire les participants (genre, langue parlée à la maison, statut socio-économique, attitudes et expériences en lien avec l'apprentissage du domaine majeur d'évaluation du cycle, etc.) (OCDE, 2014c). La procédure de rotation mise en œuvre dans ces questionnaires est appelée *devis en trois formes* (*Three-form design*, Graham et al., 1996). Celle-ci a des conséquences importantes quand vient le temps d'analyser les données qui en sont issues. En effet, comme nous le verrons dans ce qui suit, cette forme de rotation crée, pour certains items ou indices, une quantité importante de données manquantes qui devront être traitées.

Le devis en trois formes consiste à répartir les items en 4 blocs, puis à répartir ces blocs de manière à former trois types de cahiers : A, B et C. Lors des épreuves, chaque participant se voit attribuer un cahier, de manière aléatoire. Quel que soit le cahier reçu, l'ensemble des participants répondent aux items du bloc commun, mais seulement 2/3 des participants répondent aux items des blocs 1, 2 et 3. Le Tableau 21 illustre la méthode pour les items communs ainsi que pour les items de 6 concepts-clé évalués dans le cycle du PISA 2012.

Tableau 21

Forme rotative A, B et C utilisée pour les items du questionnaire contextuel destiné aux élèves lors du cycle PISA 2012.

Forme	Items du Bloc commun	Items du Bloc 1	Items du Bloc 2	Items du Bloc 3
Forme A	Genre Langue parlée à la maison	-	Familiarité avec les concepts mathématiques Stratégies d'apprentissage	Motivation instrumentale Motivation intrinsèque
Forme B	Genre Langue parlée à la maison	Anxiété mathématique Concept de soi en mathématiques	-	Motivation instrumentale Motivation intrinsèque
Forme C	Genre Langue parlée à la maison	Anxiété mathématique Concept de soi en mathématiques	Familiarité avec les concepts mathématiques Stratégies d'apprentissage	-

Note. Tableau adapté de OCDE, 2014c, p. 61.

En utilisant le devis en trois formes, au moins 33 % des données relatives aux items des blocs 1, 2 et 3 sont manquantes. Selon Enders (2010), comme ces données sont manquantes *à cause du devis (Missing by design)*, elles sont de type *MCAR (Missing completely at random)*.

Le traitement des données manquantes est une étape essentielle lors de l'analyse secondaire de données issues des études à grande échelle. Supprimer les élèves et les écoles pour lesquelles des données sont manquantes n'est pas une solution : cela pourrait générer des estimations biaisées des paramètres (Enders, 2010; Van Buuren, 2018; Kim et al., 2013). La méthode de vraisemblance maximale (*Full information maximum likelihood, FIML*) est jugée supérieure aux techniques traditionnelles, comme la déletion, pour traiter les données manquantes de type *MCAR* (Enders, 2010). La méthode de vraisemblance maximale est même jugée par plusieurs méthodologistes pour représenter l'état de l'art (Enders, 2010), dans le contexte. Le logiciel *Mplus* version 8 permet la prise en charge d'ensemble de données manquantes de type *MCAR* et leur traitement par la méthode de vraisemblance maximale (*Full information maximum likelihood, FIML*). À l'Annexe A2 de la thèse, les commandes pour ce faire sont présentées.

Dans la section qui suit, nous décrivons l'approche utilisée par le PISA pour rendre compte des performances, à savoir l'*approche des valeurs plausibles*. Nous verrons comment de telles valeurs peuvent être analysées.

3.4 Approche des valeurs plausibles

Le modèle utilisé par le PISA pour rendre compte des performances des participants est un modèle issu de la théorie des réponses aux items (TRI), une généralisation multidimensionnelle et polychotomique du modèle de Rasch, le modèle logistique multinomial à coefficients mixtes multidimensionnel (Adams et al., 1997a). Comme l'ensemble des modèles issus du modèle de Rasch, le modèle logistique multinomial à coefficients mixtes multidimensionnel, estime le niveau d'habileté des individus en tenant compte des réponses qu'ils ont fournies, certes, mais aussi en considérant le niveau de difficulté des items qui leur ont été soumis. Le modèle logistique multinomial à coefficients mixtes multidimensionnel (Adams et al., 1997a) est présenté à l'Annexe A4 de la thèse.

En général, lorsqu'un tel modèle est appliqué, le niveau d'habileté des individus est estimé à l'aide d'estimateurs ponctuels tels que l'EAP (estimateur de l'espérance a posteriori, *Expected-a-posteriori estimate*, Bock et Mislevy, 1982) ou le WML (estimateur de vraisemblance maximale de Warm, WML pour *Warm's maximum likelihood estimate*, Warm, 1989). Cependant, comme le PISA s'intéresse davantage à l'habileté moyenne au sein des populations, qu'à l'habileté individuelle des participants et que de surcroît le nombre d'items soumis aux participants est restreint, les estimateurs ponctuels du niveau d'habileté ne sont pas optimaux, dans le contexte. En effet, comme Mislevy (1991) l'a démontré mathématiquement et comme von Davier et al. (2009) l'ont montré à partir de simulations, l'EAP et le WML arrivent à estimer correctement l'habileté moyenne d'une population, mais pas l'écart type. L'EAP le sous-estime et le WML le surestime, deux phénomènes qui constituent des limites importantes au moment de comparer des moyennes de groupes ou d'effectuer des classements, comme cela est nécessaire dans les études à grandes échelles. Comme l'approche des valeurs plausibles a la particularité d'estimer adéquatement la moyenne et l'écart type du niveau d'habileté au sein des populations, peu

importe le nombre d'items soumis aux individus (von Davier et al., 2009), c'est cette méthode qui est mise en œuvre dans le PISA, depuis 2003.

L'approche des valeurs plausibles est une méthode d'imputation multiple. De ce fait, elle traite le niveau d'habileté de chacun des individus comme une valeur manquante et fournit, pour chaque individu, M valeurs imputées (avec $M \geq 2$) (Lohr, 2019). Cela crée M ensembles de données « complètes », puis comme nous le verrons ci-bas, les résultats combinés donnent une estimation de la variance additionnelle attribuable à l'imputation (Lohr, 2019). Les valeurs plausibles ne sont ni des scores, ni des estimations ponctuelles du niveau d'habileté (OCDE, 2009). Ce sont des valeurs tirées aléatoirement à partir de la distribution de probabilité estimée du niveau d'habileté de l'individu, sachant les réponses que ce dernier a fourni aux items, puis le niveau de difficulté des items.

Au moment de traiter les données, les M ensembles de données « complètes » doivent être analysés (OCDE, 2009). Les estimations qui en résultent doivent ensuite être combinées selon une approche jugée comme un standard dans le domaine (Snijders et Bosker, 2011; Kim et al., 2013; OCDE, 2014c), l'approche de Little et Rubin (2002). Cette approche suggère de fournir comme estimateur final la moyenne des M estimations, puis d'ajuster la variance finale pour deux sources d'imprécision, la variance échantillonnale finale et la variance due à l'imputation. Ainsi, avec l'approche des valeurs plausibles, toute statistique d'intérêt θ de la population doit être calculée en suivant les 6 étapes suivantes (OCDE, 2009, pp. 118-119) :

1) estimer la statistique d'intérêt ainsi que sa variance dans les M ensembles de données,

des estimations notées $\hat{\theta}_i$ et $\sigma_{\theta_i}^2$ dans l'ensemble de données i avec i allant de 1 à M ;

2) calculer la statistique finale avec la formule

$$\hat{\theta} = \frac{1}{M} \left(\hat{\theta}_1 + \dots + \hat{\theta}_M \right); \quad (15)$$

- 3) calculer la variance échantillonnale finale en prenant la moyenne des variances échantillonnales obtenues dans les M ensembles de données

$$\sigma_{(\hat{\theta})}^2 = \frac{1}{M} (\sigma_{(\hat{\theta}_1)}^2 + \dots + \sigma_{(\hat{\theta}_M)}^2); \quad (16)$$

- 4) calculer la variance due à l'imputation notée $\sigma_{(imp)}^2$ avec la formule

$$\sigma_{(imp)}^2 = \frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^M (\hat{\theta}_i - \hat{\theta})^2, \quad (17)$$

- 5) combiner la variance échantillonnale finale et la variance due à l'imputation afin d'obtenir la variance finale de l'erreur, notée $\sigma_{(test)}^2$, avec la formule

$$\sigma_{(test)}^2 = \sigma_{(\hat{\theta})}^2 + \left(\left(1 + \frac{1}{M} \right) \sigma_{(imp)}^2 \right); \quad (18)$$

- 6) prendre la racine carrée de la variance finale de l'erreur afin d'obtenir l'écart type de la statistique d'intérêt.

En 2003 et en 2012, chaque participant s'est vu attribuer cinq valeurs plausibles dans chacun des domaines d'évaluation afin de témoigner de son niveau d'habileté. Depuis 2015, le nombre de valeurs plausibles fournies afin de rendre compte des performances dans chacun des domaines évalués est de 10. Le logiciel *Mplus* version 8 permet la prise en charge d'ensembles de données imputées et procède à leur analyse selon la méthode proposée par Little et Rubin (2002). À l'Annexe A2, les commandes pour ce faire seront présentées, puis un fichier de données ainsi qu'un fichier de commande exécutable dans *Mplus* Version 8 sont fournis afin d'illustrer la procédure, dans la version publiée de cet article.

3.5 Discussion

Comme nous l'avons exposé dans les sections précédentes, procéder à des analyses secondaires de données issues des grandes évaluations en éducation nécessite la mise en œuvre de procédures bien précises afin de prendre en compte les particularités de ces enquêtes que sont le plan d'échantillonnage complexe, la présence de données manquantes et le recours aux valeurs plausibles. Or, une recension de plus de trente articles de la littérature scientifique, aussi bien

francophone qu'anglophone ayant analysé de manière secondaire des données issues du PISA entre 2003 et 2022, révèle qu'à certaines occasions, des pratiques inappropriées ont été employées. En effet, bien que la vaste majorité des écrits révèlent avoir eu recours aux bonnes pratiques, certains autres rapportent avoir procédé de manière inadéquate, par exemple, en ignorant la dépendance des données et la stratification en regard du plan d'échantillonnage ou encore, en analysant la moyenne des valeur plausible plutôt qu'en appliquant la procédure recommandée par Little et Rubin (2009).

Les résultats issus des recherches ayant eu recours à de telles pratiques devraient être considérés avec circonspection. En effet, ignorer la dépendance et la stratification des données en les traitant comme si elles provenaient d'un plan d'échantillonnage aléatoire simple plutôt que d'un plan d'échantillonnage complexe amène à sous-estimer l'erreur type des paramètres. Le phénomène conduit à surestimer les statistiques de test, ce qui augmente l'erreur de type 1 (Stapleton, 2006, 2008). De là, des résultats peuvent avoir été considérés comme étant statistiquement significatifs alors qu'en appliquant les bonnes pratiques, il aurait pu en être autrement (Stapleton, 2006, 2008).

De même, selon von Davier et al. (2009) qui se sont penchés sur les bonnes pratiques en matière de traitement des valeurs plausibles, bien qu'analyser la moyenne des valeurs plausibles conduit à la même estimation de la moyenne de la population qu'avec la procédure recommandée par Little et Rubin (2009), cette manière de faire sous-estime la variance estimée de ce paramètre. À nouveau, cette manière de faire peut compromettre les conclusions tirées des tests d'hypothèses. D'ailleurs, von Davier et al. (2009) ont illustré le phénomène au moyen de simulations.

Au vu de leur importance, l'ensemble des recommandations proposées dans ce chapitre seront appliquées avec soin dans les chapitres qui suivent.

3.6 Conclusion

Dans cet article nous avons abordé trois méthodologies implantées dans le PISA, le *TIMSS* et le PIRLS qui engendrent des conséquences importantes quand vient le moment, pour un analyste secondaire, d'analyser les données issues de ces grandes enquêtes en éducation. Ces trois méthodologies sont le plan d'échantillonnage complexe mis en œuvre, la procédure de rotation des items ayant servi à générer les cahiers des épreuves cognitives et des questionnaires contextuels destinés aux élèves et enfin, l'approche utilisée pour rendre compte des performances, l'approche des valeurs plausibles.

Pour chacune de ces trois méthodologies, nous avons proposé des approches d'analyses. Celles-ci sont résumées dans le Tableau 22. À l'Annexe A1 de la thèse, une liste de logiciels permettant de mener de telles analyses est suggérée. En outre, les commandes pour ce faire à l'aide du logiciel *Mplus* Version 8 sont proposées à l'Annexe A2. Dans la version publiée de cet article, un lien vers une base de données issue du PISA 2015 ainsi qu'un fichier *Mplus* sont fournis.

Tableau 22

Synthèse des considérations méthodologiques à l'origine des défis à relever lors de l'analyse secondaire de données issues du PISA, du TIMSS et du PIRLS et approches d'analyse adaptées.

Considération méthodologique à l'origine des défis lors d'analyses secondaires de données issues du PISA, du TIMSS et du PIRLS	Conséquences	Approche d'analyse adaptée
Plan d'échantillonnage complexe	Non-indépendance des observations Probabilités de sélection inégales des unités statistiques Présence de poids de sondage Nécessite d'approximer la variance des paramètres estimés	Approche orientée devis -Inclusion de poids de sondage -Approximation de la variance par les méthodes de réplification (poids de sondage répliqués si fournis) ou méthode de linéarisation de Taylor et extension
		Approche orientée modèle -Inclusion de poids de sondage si indiqué -Approximation de la variance par les méthodes de réplification (poids de sondage répliqués si fournis) ou méthode de linéarisation de Taylor et extension
Procédure de rotation des items dans les questionnaires contextuels destinés aux élèves	Présence de données manquantes de type MCAR	Estimations avec l'estimateur <i>FIML</i>
Valeurs plausibles pour rendre compte des performances (et procédure de rotation des items des épreuves cognitives)	Nécessité de traiter et combiner les analyses de <i>M</i> ensemble de données imputées	Approche de Little et Rubin (2002)

Note. Synthèse personnelle.

3.7 Références bibliographiques

Pour alléger la thèse, nous avons inclus les références citées dans cet article dans la bibliographie générale de la thèse.

4 Chapitre 4 – Le deuxième article de la thèse

Titre : Portrait des écarts d’anxiété mathématique selon le genre et du lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012

Auteurs : Patricia Vohl, étudiante au doctorat, Université de Montréal

Nathalie Loye, professeure, Université de Montréal

Résumé : Cet article brosse le portrait des écarts d’anxiété mathématique selon le genre et du lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012. Après avoir vérifié l’invariance métrique et scalaire de la mesure d’anxiété mathématique du PISA, entre les garçons et les filles francophones du Québec, les résultats de cet article révèlent qu’en moyenne, les filles francophones de 15 ans du Québec font état d’un niveau d’anxiété mathématique statistiquement plus élevé que les garçons (avec des tailles d’effet de 0,33 et 0,43 respectivement, pour 2003 et 2012). En outre, les résultats de 2003 et de 2012 montrent que le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques est équivalent chez les garçons et chez les filles et donc, qu’il ne semble pas y avoir d’effet de modération de ce lien, par le genre. De là, nous déduisons que les écarts d’anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, peuvent contribuer à expliquer les écarts de performances observés chez ces mêmes élèves. Ce constat a des implications pratiques et scientifiques importantes. En effet, il invite à se pencher sur les stratégies d’intervention qui pourraient permettre de réduire l’importance du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les individus qui se disent anxieux à l’égard des mathématiques ; une démarche approfondie dans la discussion générale de cette thèse. Parallèlement, il invite à poursuivre le travail amorcé dans cet article en cherchant à identifier des facteurs qui pourraient permettre, à terme, de réduire les écarts d’anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons ; une démarche qui fait l’objet de l’article 3 de cette thèse.

Mots-clés : anxiété mathématique; performances en mathématiques; facteurs de réussite en mathématiques; PISA; évaluations internationales en éducation; évaluations à grande échelle en éducation

Manuscrit soumis et accepté par la Revue *Mesure et évaluation en éducation*. L'article soumis et accepté a été ajusté de manière à ce qu'il puisse être lu de manière indépendante à la thèse (par exemple, ajustement des numéros des tableaux et des figures, etc.).

4.1 Problématique

Les mathématiques sont omniprésentes dans notre société, tantôt sous la forme d'habiletés de base, tantôt sous la forme d'outils plus sophistiqués, nichés dans diverses applications en sciences pures et appliquées, en sciences de la santé, en sciences humaines et sociales, en finances, etc. Dans ce contexte, bien performer dans le domaine constitue un atout de taille; de grands enjeux académiques, professionnels, personnels et sociétaux y sont rattachés.

Du point de vue académique, des études longitudinales montrent que les performances en mathématiques sont liées positivement à la probabilité d'obtenir un diplôme d'études secondaire (p.ex. Chiu et Klassen, 2010; Ma, 1999; OCDE, 2014a; Parsons et Bynner, 2005; Stokke, 2015), à la probabilité de réussir la transition vers les études supérieures et à la probabilité d'obtenir un diplôme d'études post-secondaires (p.ex. Chiu et Klassen, 2010; Ma, 1999; OCDE, 2014a; Parsons et Bynner, 2005; Stokke, 2015). Du point de vue professionnel, des tendances tout aussi similaires s'observent. En effet, les résultats en mathématiques au secondaire et au post-secondaire permettent de prédire le niveau d'employabilité des individus et même leurs revenus professionnels éventuels (p.ex. Joensen et Nielsen, 2009; Ma, 1999; Parsons et Bynner, 2005). À ce sujet, une étude québécoise révèle que « pour les travailleurs actifs de la population québécoise, une augmentation d'un écart type des compétences en numératie¹³ est associée à une augmentation de 21 % du salaire » (Fonseca et al., 2021, p.1).

Il apparaît en outre, en regard de la sphère de vie personnelle, que les performances en mathématiques sont liées à la capacité à faire des choix de vie éclairés. De ce fait, les performances dans le domaine permettent de prédire la qualité de vie des individus, et même, leur longévité (p.ex. Geary, 1996; Reyna et Brainerd, 2007; Rivera-Batiz, 1992). Aussi, comme les personnes plus performantes en mathématiques sont davantage susceptibles de se percevoir comme des « acteurs plutôt que comme des objets des processus politiques » (OCDE, 2014a,

¹³ Dans l'article de Fonseca et al. (2021), la définition de la numératie est celle retenue dans le cadre du Programme pour l'évaluation des compétences des adultes, à savoir « la capacité de localiser, d'utiliser, d'interpréter et de communiquer de l'information et des idées mathématiques afin de s'engager et de gérer les demandes mathématiques de tout un éventail de situations de la vie adulte » (OCDE, 2014d, p.27).

p.268), les performances en mathématiques permettent de prédire la probabilité, pour un individu, de s'engager activement dans son milieu de vie.

Ainsi, collectivement, c'est l'ensemble d'une société qui bénéficie des retombées individuelles positives liées aux bonnes performances en mathématiques. À preuve, plus les performances en mathématiques sont élevées dans une société, plus cette société est susceptible de croître, économiquement (Geary, 1996; Moses et Cobb, 2001; Peterson et al., 2011).

À l'ensemble de ces enjeux de nature individuelle et collective s'ajoutent deux enjeux sociétaux importants, spécifiques aux professions liées aux mathématiques, les professions regroupées sous l'acronyme STIM pour sciences, technologie, ingénierie et mathématiques. Le premier de ces enjeux concerne la pénurie de main d'œuvre qualifiée dans les STIM, depuis le début des années 2000, dans plusieurs pays et nations dont le Québec, le Canada (Pronovost et al., 2017) et les États-Unis (Beilock et Maloney, 2015). Le second a trait à la sous-représentation des femmes dans ces professions (Encinas-Martín et Cherian, 2023; Stoet et al., 2016) et ce, même dans les pays les plus développés et les plus sensibles à l'égalité des chances entre les sexes (Stoet et al., 2016). Or, les performances en mathématiques sont reconnues pour expliquer, en partie, ces deux phénomènes (Encinas-Martín et Cherian, 2023). En effet, les individus plus performants en mathématiques sont davantage susceptibles de se diriger vers les STIM (Wang et Eccles, 2013; Jacobs et Morita, 2002).

Au vu de l'ensemble de ce contexte, un défi colossal s'impose aux sociétés et aux systèmes éducatifs en général : faire en sorte que chaque apprenant performe à la hauteur de son potentiel, en mathématiques (OCDE, 2014b). Heureusement, à cet égard, les résultats du *TIMSS (Trends in Mathematics and Sciences Study*¹⁴) de 4^e année et de 8^e année et ceux du PISA (Programme international de l'OCDE pour le suivi des acquis des élèves¹⁵) montrent que, lors de ces épreuves standardisées, les élèves québécois se classent très bien sur la scène internationale, en mathématiques. En effet, aux vingt cycles de ces enquêtes auxquels les élèves québécois ont

¹⁴ Le TIMSS, mis en œuvre depuis 1995 par l'International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA), mesure tous les quatre ans les performances en mathématiques et en sciences des élèves de la 4^e et de la 8^e année de scolarité obligatoire. Les élèves sont alors âgés de 10 ans et 14 ans, respectivement.

¹⁵ Le PISA, mis en œuvre par l'OCDE depuis 2000, mesure tous les trois ans les performances des élèves de 15 ans dans les trois domaines suivants : culture mathématique, culture scientifique et compréhension de l'écrit.

participé depuis 1995, ces derniers ont obtenu des scores moyens au-dessus de la moyenne internationale (Brochu et al., 2013; Bussière et al., 2004; O'Grady et al., 2016; O'Grady et al., 2019; Mullis et al., 2004; Mullis et al., 2008, Mullis et al., 2012, Mullis et al., 2016; Mullis et al., 2020). De surcroît, à l'ensemble des épreuves du *TIMSS* de 8^e année depuis 2003, puis à l'ensemble des épreuves du PISA depuis 2000, les élèves québécois se sont classés au sein des 10 pays/économies en tête de lice (Brochu et al., 2013; Bussière et al., 2004; O'Grady et al., 2016; O'Grady et al., 2019; Mullis et al., 2004; Mullis et al., 2008, Mullis et al., 2012, Mullis et al., 2016; Mullis et al., 2020).

Des analyses plus fines font toutefois état de constats préoccupants. En effet, à dix des vingt épreuves auxquelles les élèves québécois ont participé, les filles québécoises ont obtenu des résultats statistiquement inférieurs à ceux des garçons ($p < 0,05$). Qui plus est, aux épreuves du PISA de 2003, 2012 et 2018, toute proportion gardée, les filles québécoises ont été moins nombreuses que les garçons à se hisser dans les premiers rangs (OCDE, 2014a; OCDE, 2016; Brochu et al., 2013; Mullis et al., 2016; O'Grady et al., 2016, 2019). En effet, en 2003, 25,9 % des garçons québécois se sont classés dans les niveaux de compétence les plus élevés de l'échelle de compétence en culture mathématique du PISA, alors que seulement 19,3 % des filles ont atteint ces niveaux (une différence statistiquement significative avec $p < 0,05$). En 2012 et 2018, ces pourcentages ont été respectivement de 25,3 % pour les garçons contre 19,5 % pour les filles, puis 23,2 % pour les garçons contre 19,0 % pour les filles ($p < 0,05$ dans les deux cas)(Bussière et al., 2004, Brochu et al., 2013; O'Grady et al., 2019).

L'anxiété mathématique, un phénomène défini comme « une sensation de tension et d'anxiété qui interfère avec la manipulation des nombres et la résolution de problèmes mathématiques dans une grande diversité de situations de la vie courante et de situations académiques [traduction libre]» (Richardson et Suinn, 1972, p.551), pourrait contribuer aux différences de performances observées entre les garçons et les filles, en mathématiques (Stoet et al., 2016). En effet, les recherches menées sur le sujet dans divers pays, depuis les années 70 révèlent que, de manière générale, chez les adolescents et les adultes, les filles se disent davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons (p.ex. Else-Quest et al., 2010; Hyde et al., 1990; Stoet et al. 2016). De plus, dans ces mêmes groupes d'âge, une corrélation linéaire négative est

observée entre le niveau d'anxiété mathématique d'un individu et ses performances en mathématiques (p.ex. Barroso et al., 2021; Hembree, 1990; Ma, 1999; Zhang et al., 2019).

Comme l'anxiété mathématique est aussi reconnue pour engendrer l'évitement des mathématiques (Hembree, 1990; Ashcraft, 2002; Ashcraft et Moore, 2009), il apparaît d'autant plus indiqué de nous intéresser au phénomène, au vu de l'ensemble du contexte évoqué ci-haut. En effet, l'anxiété mathématique est mise en cause pour expliquer, en partie, la pénurie de main d'œuvre dans les STIM et la sous-représentation des femmes dans ces domaines (Encinas-Martín et Cherian, 2023; Stoet et al., 2016).

En 2003 et en 2012, le PISA s'est intéressé à l'anxiété mathématique. En effet, comme les mathématiques ont constitué le domaine majeur d'évaluation lors de ces deux enquêtes, l'anxiété mathématique a été documentée, à ces occasions, au même titre que bon nombre d'autres facteurs non-cognitifs liés aux performances dans le domaine. Pour ce faire, l'OCDE a développé un questionnaire auto-rapporté de l'anxiété mathématique, un instrument de mesure constitué de 5 items allant comme suit : « Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés en mathématiques », « Je suis très tendu quand j'ai un devoir de mathématiques à faire », « Je deviens très nerveux quand je travaille à des problèmes de mathématiques », « Je me sens perdu quand j'essaie de résoudre un problème de mathématiques » et enfin « Je m'inquiète à l'idée d'avoir de mauvaises notes en mathématiques ». Les participants ont été invités à indiquer dans quelle mesure ils étaient d'accord ou pas avec chacun des énoncés, à l'aide d'une échelle de type Likert en 4 points (1- tout à fait d'accord, 2- d'accord, 3- pas d'accord et 4- pas du tout d'accord) (OCDE, 2014b, p. 206).

Le Canada est l'un des 39 pays/économies à avoir participé à la fois au cycle du PISA de 2003 et à celui de 2012 (OCDE, 2014b, Annexe B1, Tableau III.4.3d). Les résultats issus de ces enquêtes révèlent qu'en 2003 et en 2012, les filles canadiennes de 15 ans se sont dit davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons canadiens de 15 ans (OCDE, 2005a; OCDE, 2014b). L'importance de la disparité d'anxiété mathématique observée selon le genre au Canada, en 2012, a même placé le pays au 4^e rang sur les 34 pays/économies membres de l'OCDE à avoir participé à l'épreuve (OCDE, 2014b, chap.4, Annexe B1, Tableau III.4.3d). Les résultats canadiens

de 2003 et de 2012 ont aussi fait état d'une corrélation négative entre le niveau d'anxiété mathématique des élèves canadiens et leurs performances en mathématiques ($r = -0,40$ en 2003 et $r = -0,41$ en 2012) (OCDE, 2005a, chap. 3, Annexe B1, Tableau 3.8; OCDE, 2014b, chap.4, Annexe B1, Tableau III.4.3d).

Ce portrait canadien, issu du PISA de 2003 et de 2012, supporte et renforce l'idée selon laquelle l'anxiété mathématique pourrait contribuer à expliquer les écarts de performances observés entre les garçons et les filles, en mathématiques, au Québec. Dans le contexte, il apparaît pertinent de tirer profit des données du PISA, des données publiques, disponibles sur deux cycles, pour quantifier la disparité d'anxiété mathématique selon le genre, chez les élèves québécois, puis pour étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves. Les résultats obtenus pourront par la suite servir d'assises pour étudier des facteurs permettant d'expliquer les écarts observés et guider, à terme, la mise en œuvre d'intervention efficaces en vue de les réduire.

Toutefois, comme les élèves québécois ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 se subdivisent en deux sous-groupes (les élèves issus du système scolaire francophone et les élèves issus du système scolaire anglophone), nous avons fait le choix de nous concentrer, dans cette recherche, sur le sous-groupe d'élèves majoritaire au Québec, à savoir les élèves issus du système scolaire francophone. Cette décision a été prise à la suite d'analyses préalables confirmant, dans ce sous-groupe, la présence des mêmes écarts de performance selon le genre que ceux révélés pour l'ensemble des élèves québécois ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 (voir la section 1.4 de cette thèse).

Dès lors, nous utiliserons l'expression « élèves québécois francophones » afin de désigner les élèves québécois issus d'écoles du système scolaire francophone. De ce fait, nous énonçons l'objectif général de notre recherche comme suit : quantifier les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012.

4.2 Cadre théorique

4.2.1 Bref historique de la recherche sur le concept d'anxiété mathématique

Selon Ashcraft et Ridley (2005), Gough (1954) aurait été la première à émettre l'hypothèse que les mathématiques puissent déclencher, chez certains apprenants, une forme d'anxiété particulière, susceptible de nuire aux apprentissages et aux performances dans le domaine. En effet, en cherchant à comprendre pourquoi certains individus très performants académiquement parvenaient difficilement à réussir en mathématiques (Suárez-Pellicioni et al., 2016), Gough aurait proposé le concept de « mathémaphobie ».

Le concept d'« anxiété mathématique », quant à lui, a été introduit officiellement par Richardson et Suinn en 1972 au moment de soumettre le premier instrument de mesure formel du phénomène, le *MARS (Mathematics Anxiety Rating Scale; Richardson et Suinn, 1972)*. Suite à la publication du *MARS*, une panoplie d'autres instruments de mesure de l'anxiété mathématique ont vu le jour : le *sMARS (25-items shortened Mathematics Anxiety Rating Scale; Alexander et Martray, 1989)*, le *MAS (12-items Mathematics Anxiety Scale; Fennema-Sherman, 1976)*, l'*ATMS (6-items Anxiety Towards Mathematics Scale; Sandman, 1980)*, le *AMAS (9-items Abbreviated Math Anxiety Scale; Hopko et al., 2003)* ou encore le *MARS30-Brief scale (Pletzer et al., 2016)*. Alors que ces instruments ont été développés pour appréhender le phénomène principalement chez les adolescents et les adultes, le *MAAQ (Mathematics Attitude and Anxiety Questionnaire, Thomas et Dowker, 2000, Dowker et al., 2012)*, lui, a été développé pour un usage particulier, auprès des enfants.

Malgré le vaste inventaire d'outils permettant d'appréhender le niveau d'anxiété mathématique ressenti par les individus, le *MARS*, doté de bonnes qualités psychométriques (consistance interne $\alpha = 0,97$, fidélité test-retest sur deux semaines de 0,85, Richardson et Suinn, 1972) est demeuré l'instrument de mesure de prédilection, à tout le moins jusqu'à la fin des années 90. C'est d'ailleurs à partir d'un corpus de recherches entièrement menées à l'aide du *MARS* qu'Hembree (1990) a pu fournir la première méta-analyse sur le sujet de l'anxiété mathématique, un article phare dans le domaine.

Après avoir répertorié 151 études publiées entre 1970 et 1990, Hembree (1990) s'est d'abord vu en mesure de fournir les premiers éléments permettant de distinguer l'anxiété mathématique d'autres formes d'anxiété comme l'anxiété d'évaluation (Alpert et Haber, 1960, cité dans Hembree, 1990), la prédisposition générale à l'anxiété (traduction libre de *general anxiety proneness*, Spielberger, 1972, cité dans Hembree, 1990, p.40) ou encore les deux composantes de la prédisposition générale à l'anxiété : le trait d'anxiété chronique et l'état anxieux transitoire (traductions libres de *chronic A-trait* et *transitory A-state*, Spielberger, 1972, cité dans Hembree, 1990, p.40). À partir des corrélations obtenues entre chacun de ces concepts et l'anxiété mathématique, soit des valeurs respectives de $r = 0,52$, $r = 0,35$, $r = 0,38$ et $r = 0,42$, Hembree (1990) a proposé de traiter l'anxiété mathématique comme un concept à part entière ; une conclusion largement citée dans les écrits subséquents sur l'anxiété mathématique.

Grâce à sa méta-analyse, Hembree (1990) s'est aussi vu en mesure de mettre en exergue l'importance académique du phénomène. En effet, ses résultats ont levé le voile sur le lien linéaire négatif entre l'anxiété mathématique et les performances dans le domaine ($r = -0,30$ et $p < ,01$, chez les élèves de 9^e à 12^e année), puis sur l'association positive entre l'anxiété mathématique et l'évitement des cours de mathématiques ($r = -0,31$ et $p < ,01$ entre le niveau d'anxiété mathématique et le nombre de cours de mathématiques suivis au secondaire).

À la suite d'Hembree (1990), des chercheurs comme Ma, Faust, Ashcraft, Lyons, Beilock, Maloney, Ramirez, leurs collaborateurs, et bien d'autres encore, se sont aussi intéressés à l'anxiété mathématique. À partir de 26 études publiées entre 1970 et 1999, Ma (1999) a réalisé une méta-analyse faisant état d'une corrélation de $-0,3$ entre l'anxiété mathématique et les performances chez des élèves de 4^e à 12^e année, corroborant ainsi les résultats révélés par Hembree (1990), chez les élèves de 9^e à 12^e année.

Pour leur part, Faust (1992) et Lyons et Beilock (2012) se sont intéressés notamment aux signes et symptômes de l'anxiété mathématique. Faust (1992) a montré qu'en plus de s'accompagner de ruminations et de pensées négatives, l'anxiété mathématique peut se caractériser par la présence de sudation abondante, de tremblements, d'étourdissements, de nausée, de douleur abdominale, couplés à une augmentation du rythme cardiaque. Grâce à la neuroimagerie

fonctionnelle, Lyons et Beilock (2012) ont montré que la simple anticipation d'une tâche mathématique peut, chez les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques, déclencher une augmentation de l'activité dans une des zones cérébrales impliquées dans la perception de la douleur (le cortex insulaire dorso-postérieur). Ainsi, pour ces individus, « [...] le simple fait de savoir qu'ils vont se retrouver devant un problème mathématique peut être douloureux. » (OCDE, 2014b, p.100). De ce fait, pour ces individus, éviter les mathématiques devient aussi naturel que de chercher à éviter une douleur (OCDE, 2014b).

Les travaux menés par Ashcraft et Kirk (2001), par Maloney et ses collaborateurs (Maloney et al., 2010; Maloney et al., 2011; Maloney et al., 2012; Ferguson et al., 2015; Maloney, 2016) et par Ramirez et al. (2018) ont fourni trois hypothèses permettant d'expliquer le lien négatif entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques. La première, l'hypothèse dite de « l'interférence » (traduction libre de *disruption account*, Ramirez et al., 2018), stipule que les ruminations et pensées négatives qui accompagnent l'anxiété mathématique (la cause) nuiraient aux performances en mathématiques (la conséquence) en consommant une partie des ressources cognitives limitées (Ashcraft et Kirk, 2001). La seconde, l'hypothèse dite du « déficit » (traduction libre de *reduced competency account*, Ramirez et al., 2018), stipule qu'un déficit au niveau de certaines habiletés de base en mathématiques (l'habileté à dénombrer des objets, l'habileté à ordonner des nombres et l'habileté spatiale) entraînerait de moins bonnes performances en mathématiques (Maloney et al., 2010; Maloney et al., 2011; Maloney et al., 2012; Ferguson et al., 2015; Maloney, 2016). Les moins bonnes performances en mathématiques (la cause) engendreraient l'anxiété mathématique (la conséquence). La troisième hypothèse, l'hypothèse de l'interprétation (traduction libre de *interpretation account*, Ramirez et al., 2018), propose que l'anxiété mathématique découle de l'interprétation que font les individus de leurs expériences présentes et passées en mathématiques et de leurs résultats. Une fois déclenchée, l'anxiété mathématique et les faibles performances en mathématiques se nourrissent les unes et les autres.

Malgré toutes ces avancées des 50 ans dernières années en lien avec l'anxiété mathématique, ses manifestations, ses liens négatifs avec les performances, il n'en demeure pas moins qu'encore aujourd'hui, la structure factorielle du concept d'anxiété mathématique reste incertaine (Cipora

et al., 2019). En effet, bien que la plupart des chercheurs s'entendent pour dire que l'anxiété mathématique n'est pas un concept unidimensionnel, pour certains, il s'agit d'un concept composé de deux, trois ou même six facteurs, alors que d'autres proposent une structure hiérarchique (Cipora et al., 2019). Pour Suinn et Edwards (1982) et pour Hopko et al. (2003), l'anxiété mathématique, telle qu'appréhendée par le *MARS* et le *AMAS* respectivement, comprend deux facteurs : l'anxiété liée à l'utilisation des mathématiques dans la vie de tous les jours et l'anxiété d'évaluation en mathématiques (appelées l'anxiété numérique, traduction libre de *numerical anxiety* et l'anxiété de test en mathématiques, traduction libre de *math test anxiety* par Suinn et Edwards, 1982, puis appelées l'anxiété d'apprentissage en mathématique, traduction libre de *learning math anxiety* et l'anxiété d'évaluation en mathématique, traduction libre de *math evaluation anxiety* par Hopko et al, 2003). Pour Alexander et Martray (1989), une structure à trois facteurs explique mieux la variance de l'anxiété mathématique telle qu'appréhendée par le *sMARS* qu'une structure à deux facteurs. Ces trois facteurs sont l'anxiété de test en mathématique, l'anxiété liée à une tâche numérique et l'anxiété liée aux cours de mathématiques (traductions libres de *math test anxiety*, *numerical task anxiety* et *math course anxiety*, respectivement, Cipora et al., 2019, p.21). Pour Pletzer et al. (2016), une structure à six facteurs est celle qui explique le mieux la variance de l'anxiété mathématique telle qu'appréhendée par le *MARS30-Brief scale* (Pletzer et al., 2016). Enfin, pour Yáñez-Marquina et Villardón-Gallego (2017), la structure du concept est hiérarchique. Elle est composée de deux facteurs de premier ordre, l'anxiété mathématique dans la vie de tous les jours et l'anxiété mathématique académique (traductions libres de *everyday life math anxiety* et *academic math anxiety*, Cirapo et al., 2019, p.21), puis deux facteurs de second ordre sont liés à l'anxiété mathématique académique : l'anxiété d'apprentissage en mathématiques et l'anxiété de test en mathématiques (traductions libres de *math learning anxiety* et *math test anxiety*, Cipora et al., 2019, p.21).

Enfin, alors que les structures proposées ci-haut découlent des situations et contextes dans lesquelles l'anxiété mathématique est ressentie, Ho et al. (2000) proposent une structure faisant abstraction de la situation et du contexte. Pour ces auteurs, l'anxiété mathématique est un concept à deux composantes : la composante affective (sensation de tension, appréhension, etc.) et la composante cognitive (les ruminations et pensées négatives).

4.2.2 Les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et lien anxiété mathématique/performances, selon le genre

Un certain nombre de recherches menées depuis les années 1990 se sont intéressées aux écarts d'anxiété mathématique moyens, selon le genre. La vaste majorité des recherches menées en ce sens, auprès de populations adolescentes ou auprès de populations adultes, ont montré que de manière générale, les filles se disent davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons. Parmi ces recherches figurent la méta-analyse d'Hembree (1990), de même que celles d'Hyde et al. (1990) et Else-Quest et al. (2010). Hembree a fait état d'écarts dans le niveau moyen d'anxiété mathématique des garçons et des filles, dont la taille d'effet s'est élevée à 0,19, chez les élèves de 5^e à 12^e année, puis à 0,31, chez les étudiants de niveau postsecondaire (les tailles d'effet ont été calculées à la manière suggérée par Glass et al., 1981, cité dans Hembree, 1990, p.37).

À partir de 70 études publiées entre 1967 et 1988, Hyde et al. (1990) ont aussi fait état d'écart dans le niveau moyen d'anxiété mathématique des filles et des garçons de 11 à 25 ans. La taille d'effet s'est élevée à 0,16 (taille d'effet calculée à la manière suggérée par Hedges et Becker, 1986, cité dans Hyde et al., 1990, p.305). Enfin, la méta-analyse d'Else-Quest et al. (2010), effectuée à partir d'une analyse secondaire des données internationales du PISA de 2003 et du TIMSS 8^e année de 2003 (493 495 élèves âgés de 14 à 16 ans), a révélé une différence dans le niveau moyen d'anxiété mathématique des filles et des garçons, avec une taille d'effet de 0,28 (taille d'effet calculée à la manière de Hedges et Becker, 1986, cité dans Else Quest et al., 2010, p.115). En outre, en regard de la tendance de cet écart, les résultats du PISA révèlent que, dans les pays de l'OCDE, l'écart d'anxiété mathématique selon le genre a augmenté dans une mesure statistiquement significative, entre 2003 et 2012 (OCDE, 2014b).

En ce qui a trait au lien linéaire négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, quatre méta-analyses ont documenté les différences selon le genre : celle d'Hembree (1990), celle de Ma (1999), celle de Zhang et al. (2019) et celle de Barroso et al. (2021). La méta-analyse d'Hembree (1990) a fait état d'un lien linéaire négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques plus important chez les garçons que chez les filles, chez les élèves de 5^e à 12^e

année ($r = -0,36$ chez les garçons, $r = -0,30$ chez les filles), mais similaire chez les étudiants du postsecondaire ($r = -0,34$). La méta-analyses de Ma (1999) a fait état d'un lien linéaire négatif anxiété mathématique/performances similaire, chez les garçons et chez les filles de 4^e à 12^e année ($r = -0,30$). À partir de 49 études publiées entre 2000 et 2019, Zhang et al. (2019) ont révélé un lien linéaire négatif équivalent chez les garçons et les filles, chez des élèves de niveau primaire et secondaire, puis des étudiants de niveau postsecondaire ($r = -0,33$). Enfin, à partir de 747 tailles d'effet, Barroso et al. (2021) ont également fait état d'un lien linéaire négatif équivalent chez les garçons et les filles, chez des élèves de niveau primaire et secondaire, puis des étudiants de niveau postsecondaire. Ainsi, contrairement à la méta-analyse d'Hembree (199) qui a révélé un effet modérateur du genre sur le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, celles de Ma (1999), Zhang et al. (2019) et Barroso et al. (2021) n'ont pas révélé cet effet modérateur.

À la lumière de ces résultats, nous définissons les objectifs spécifiques de notre recherche et nos hypothèses de recherche comme suit :

OS1 – Quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons francophones de 15 ans du Québec ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 et documenter la tendance 2003-2012 de ces écarts.

Hypothèse : Les filles québécoises francophones de 15 ans se disent davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons québécois francophones de 15 ans et la tendance 2003-2012 révèle une hausse de l'écart.

OS2 - Vérifier si le lien linéaire anxiété mathématique/performance est négatif et si le genre modère ce lien chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012

Hypothèse : Le lien linéaire anxiété mathématique/performance est négatif et il n'y a pas de modulation de ce lien par le genre.

4.3 Méthodologie

Les données analysées dans la présente recherche sont des données secondaires issues du PISA de 2003 et de 2012. Dans le cadre du PISA, l'OCDE a recours à des techniques d'échantillonnage, de collecte et d'analyse de données particulières. En effet, 1) les échantillons sont générés, dans chacun des pays participants, au moyen d'un plan d'échantillonnage dit *plan d'échantillonnage complexe* (*complexe sampling design*, p.ex. Lohr, 2019; Rutkovski et al., 2010; Stapleton, 2013; Skinner et Wakefield, 2017), plus précisément, un plan aléatoire stratifié en deux niveaux (des écoles sont sélectionnées au premier niveau et des élèves, nichés à l'intérieur de ces écoles, sont sélectionnés au deuxième niveau), 2) au moment de la collecte de données, un plan de collecte particulier appelé *devis en trois formes* (*Three-form design*, Graham et al., 1996) peut être mis en œuvre ; un tel plan a en effet été employé, dans le cadre du PISA 2012, au moment de documenter l'anxiété mathématique et 3) pour rendre compte du niveau d'habileté en mathématiques, l'OCDE fournit non pas une seule valeur mais plutôt cinq valeurs appelées *valeurs plausibles*.

L'article 1 présente, dans le détail, ce qui est entendu par *plan d'échantillonnage complexe*, *devis en trois formes* et *valeur plausibles*, puis présente également les techniques d'analyse à mettre en œuvre afin de traiter adéquatement ces trois considérations méthodologiques. Le plan d'analyse présenté à la section 4.3.4.2 du présent article intègre ces techniques recommandées. Au besoin, le lecteur est invité à consulter l'article 1 pour de plus amples détails.

4.3.1 Échantillons

Dans cette recherche, deux échantillons sont analysés : 1) le sous-échantillon d'élèves québécois en provenance d'écoles dont le français était la langue principale d'enseignement lors du PISA de 2003, issu de l'échantillon canadien du PISA de 2003 et 2) le sous-échantillon d'élèves québécois en provenance d'écoles dont le français était la langue principale d'enseignement lors du PISA de 2012, issu de l'échantillon canadien du PISA de 2012. Les échantillons canadiens du PISA de 2003 et de 2012 ont été générés selon un plan d'échantillonnage complexe : un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié à deux niveaux. Le plan d'analyse proposé à la section 4.3.4.2 prend en compte le plan d'échantillonnage complexe mis en œuvre par le PISA en 2003 et en 2012.

Le sous-échantillon de participants québécois francophones de 2003 est constitué de 2151 élèves de 15 ans¹⁶, 1102 filles et 1049 garçons (51,2 % et 48,8 %, respectivement), provenant de 119 écoles. Le sous-échantillon de 2012 contient 2385 élèves de 15 ans, 1251 filles et 1134 garçons (50,9 % et 49,1 %, respectivement), en provenance de 109 écoles.

4.3.2 Outils de collecte de données et aspects éthiques considérés

Lors des épreuves du PISA de 2003 et de 2012, les participants ont été invités à répondre à deux types de questionnaires : les épreuves cognitives et le questionnaire contextuel (OCDE, 2005b; OCDE, 2014c). Les épreuves cognitives, de type papier-crayon¹⁷, d'une durée de 120 minutes ont servi à évaluer la culture mathématique, la culture scientifique et la compréhension de l'écrit. Le questionnaire contextuel, de type papier-crayon, d'une durée de 30 minutes, a servi à documenter divers facteurs non-cognitifs liés aux performances dans les trois domaines évalués, mais principalement en mathématiques (le domaine majeur d'évaluation lors de ces deux cycles). L'anxiété mathématique a été documentée, chez les participants, au moyen du questionnaire contextuel.

Lors des enquêtes du PISA de 2003 et de 2012, le consentement écrit des parents a été exigé afin que les élèves puissent participer aux épreuves (dans l'ensemble des pays/économies où la réglementation en vigueur exigeait un tel consentement) (OCDE, 2005b; OCDE, 2014c). Afin de procéder à l'analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012, dans le cadre de la présente recherche, un certificat éthique a été décerné par le Comité d'éthique de la recherche en éducation et en psychologie (CEREP) de l'Université de Montréal.

4.3.3 Variables étudiées et données analysées

Afin de mener la présente recherche, trois variables sont utilisées : le genre, l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques. Les instruments de mesure employés par le PISA, afin d'appréhender chacune de ces variables sont décrits dans ce qui suit.

¹⁶ Les participants du PISA avaient entre « [...] 15 ans et 3 mois révolus et 16 ans et 2 mois révolus au moment de l'évaluation » (OCDE, 2014a, p.29).

¹⁷ En 2012, une épreuve cognitive informatisée a été introduite, mais les résultats analysés dans cette recherche sont ceux issus des épreuves papier-crayon.

Genre

En 2003 et en 2012, le PISA a documenté le genre des participants au moyen d'un item dichotomique¹⁸.

Anxiété mathématique

L'instrument de mesure de l'anxiété mathématique a été élaboré dans le cadre du PISA de 2003 et repris, de manière intégrale, en 2012. Les qualités psychométriques de l'instrument, telles que documentées par l'OCDE, font état d'un ajustement adéquat entre le modèle théorique et les données canadiennes ($RMSEA = 0,082$, $CFI = 0,92$, $NNFI = 0,91$, $RMR = 0,042$). Elles font aussi état d'une fidélité adéquate (α de Cronbach = 0,86)(OCDE, 2005b, p.293-294). Des analyses factorielles confirmatoires ont été effectuées, dans le cadre de la présente recherche, sur les échantillons d'élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012. Ces analyses ont révélé un ajustement adéquat entre le modèle théorique et les données, sauf pour l'indice RMSEA qui révèle un mauvais ajustement puisque supérieur à 0,1 (Byrne, 2012)(pour 2003 : $RMSEA = 0,116$, $CFI = 0,982$, $TLI = 0,963$, $SRMR = 0,026$; pour 2012 : $RMSEA = 0,140$, $CFI = 0,973$, $TLI = 0,946$, $SRMR = 0,032$). Comme la majorité des indices révèlent un bon ajustement, l'usage des données n'est pas compromis par ces valeurs élevées de RMSEA. L'étude de fidélité a révélé des valeurs de ω respectives de 0,800 et 0,812, en 2003 et en 2012, ce qui témoigne d'une bonne fidélité de l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique.

En outre, comme le premier objectif spécifique de recherche nécessite de procéder à des comparaisons multigroupes en regard de l'anxiété mathématique (comparaisons garçons versus filles, comparaisons 2003 versus 2012), nous avons mené préalablement des analyses factorielles confirmatoires multigroupes (AFCMG, Bollen, 1989; Hayduk, 1987; Jöreskog, 1971; Sörbom, 1974), de manière à vérifier l'invariance métrique et scalaire de la mesure d'anxiété mathématique. En effet, bien que peu de recherches jusqu'à aujourd'hui aient vérifié l'invariance métrique et scalaire de leurs instruments de mesure de l'anxiété mathématique, avant de comparer les moyennes observées entre les garçons et les filles (Rossi et al., 2022) ou avant de

¹⁸ L'item ST03Q01 en 2003 et l'item ST01Q04, en 2012.

comparer les moyennes observées entre deux périodes, il est fortement recommandé de le faire afin de tirer des conclusions adéquates (Meredith, 1993; Steenkamp et Baumgartner, 1998; Steinmetz, 2011; Vandenberg et Lance, 2000). En effet, vérifier l'invariance scalaire est nécessaire avant de conclure que les écarts observés reflètent bien des écarts moyens du trait latent, puisqu'ils pourraient aussi refléter la non-invariance métrique et/ou la non-invariance scalaire, entre les groupes (voir Steinmetz, 2011 pour une explication détaillée).

Afin de vérifier l'invariance métrique et scalaire de l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique, nous avons étudié les changements (Δ) des indices d'ajustement suivants : l'indice d'ajustement comparatif (*CFI* pour *Comparative fit index*, Bentler, 1990), la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (*RMSEA* pour *Root mean square error of approximation*, Steiger, 1990) et la valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus (*SRMR* pour *Standardized Root Mean-Square Residual*, Bentler, 1995; Muthén, 1998-2004), puis nous avons suivi les recommandations de Chen (2007).

Nous avons d'abord vérifié l'invariance des coefficients de saturation des items (invariance métrique) et appliqué la règle de décision suivante : un $|\Delta CFI| \geq ,010$ auquel s'ajoute un $\Delta RMSEA \geq ,015$ ou un $\Delta SRMR \geq ,030$ entre le modèle non-contraint et le modèle où les coefficients de saturation des items sont contraints à l'égalité indique de rejeter l'hypothèse de l'invariance métrique de la mesure (Chen, 2007, p.501). Nous avons ensuite vérifié l'invariance des ordonnées à l'origine des items (invariance scalaire) et suivi la règle de décision suivante : un $|\Delta CFI| \geq ,010$ auquel s'ajoute un $\Delta RMSEA \geq ,015$ ou un $\Delta SRMR \geq ,010$, entre le modèle où les coefficients de saturation sont contraints à l'égalité et le modèle où les coefficients de saturation et les ordonnées à l'origine des items sont contraints à l'égalité, indique de rejeter l'hypothèse d'invariance scalaire de la mesure (Chen, 2007, p.501).

Les résultats issus des analyses factorielles confirmatoires multigroupes menées (garçons versus filles en 2003 et en 2012, puis filles 2003 versus filles 2012 et garçons 2003 versus garçons 2012) sont présentés dans les Tableaux 23 et 24. Les résultats ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse d'invariance scalaire de la mesure d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, pour 2003 et pour 2012. Il en est de même pour la mesure d'anxiété mathématique des

filles en 2003 versus celle des filles en 2012, puis celle des garçons en 2003 versus celle des garçons en 2012. Ainsi, au moment de répondre à l'objectif spécifique 1, il sera adéquat de comparer les moyennes entre les filles et les garçons et entre 2003 et 2012, puis de présumer que les écarts observés reflètent bien des écarts du trait latent anxiété mathématique, entre ces groupes.

À partir des réponses fournies à chacun des items de l'indice de mesure de l'anxiété mathématique, le PISA calcule l'indice d'anxiété mathématique, un « [...] indice élaboré sur la base des réponses des élèves concernant le stress et l'impuissance qu'ils peuvent ressentir face aux mathématiques » (OCDE, 2014b, p.90). En 2003 et en 2012, une généralisation du modèle de Rasch à un paramètre (Rasch, 1960), le modèle de crédit partiel (Masters et Wright, 1997, cité dans OCDE, 2014c) a été utilisé pour la mise à l'échelle de chacun des items de l'instrument, puis une estimation ponctuelle de l'indice d'anxiété mathématique a été dérivée sur la base « d'une estimation pondérée des réponses les plus vraisemblables (*weighted likelihood estimate, WLE*) (Warm, 1989)» (OCDE, 2014b, p.199). L'indice d'anxiété mathématique a été calculé et calibré de manière à ce que la moyenne, dans les pays de l'OCDE, soit de 0 et l'écart type de 1.

Au cycle de 2012, les valeurs de l'indice d'anxiété mathématique de 2003 ont été remises à l'échelle en utilisant les estimations des paramètres de l'enquête PISA 2012. En effet, afin de pouvoir comparer les données de 2003 et de 2012, les estimations ponctuelles (*WLE*) de 2003 ont été régénérées en utilisant les paramètres d'items de 2012 (OCDE, 2014b, p.200). Ainsi, les indices d'anxiété mathématique de 2003, remis à l'échelle en 2012, sont les valeurs utilisées dans la présente recherche afin de documenter le niveau d'anxiété mathématique des participants du sous-échantillon de 2003¹⁹.

En 2012, l'OCDE a employé le *devis en trois formes* (*Three-form design*, Graham et al., 1996) au moment de constituer les questionnaires contextuels destinés aux élèves (OCDE, 2014c). Le devis en trois formes consiste à élaborer trois formes de questionnaires contextuels, puis à inclure certains des instruments de mesure dans uniquement deux des trois formes. Comme chaque

¹⁹Dans les bases de données du PISA de 2003 et de 2012, l'indice d'anxiété mathématique est donné par la variable ANXMAT, puis les cinq items de l'instrument sont identifiés par ST32Q01, ST32Q03, ST32Q05, ST32Q08 et ST32Q10 en 2003 et ST42Q01, ST42Q03, ST42Q05, ST42Q08 et ST42Q10 en 2012.

participant ne répond qu'à une des trois formes de questionnaire, un tiers des données sont manquantes minimalement pour les instruments de mesure concernés. Le plan d'analyse de données présenté à la section 4.3.4.2 prévoit une procédure afin de traiter adéquatement les données manquantes générées par le devis en trois formes.

Performances en mathématiques

Depuis 2003, en mathématiques, le PISA s'intéresse à une compétence appelée « culture mathématique ». Cette compétence est définie comme « l'aptitude d'un individu à formuler, employer et interpréter des mathématiques dans un éventail de contextes, c'est-à-dire à raisonner en termes mathématiques et à utiliser des concepts, procédures, faits et outils mathématiques pour décrire, expliquer et prévoir des phénomènes. Elle aide les individus à comprendre le rôle que les mathématiques jouent dans le monde et à se comporter en citoyens constructifs, engagés et réfléchis, c'est-à-dire à poser des jugements et à prendre des décisions en toute connaissance de cause » (OCDE, 2014a, p. 42). L'annexe B1 présente deux exemples d'items rendus publics dans OCDE (2014a) et ayant servi à évaluer le niveau de compétence des participants en regard de la culture mathématique lors du PISA de 2012. Le lecteur intéressé est invité à consulter OCDE (2014a, p. 134-151) pour davantage d'exemples, de même que pour davantage de précisions sur ces items.

Afin de rendre compte du niveau de compétence de chacun des candidats en regard de la culture mathématique, le PISA fournit cinq valeurs plausibles²⁰. L'approche des valeurs plausibles est employée depuis 2000 par le PISA. L'OCDE calibre chacune des valeurs plausibles de manière à ce que la moyenne soit de 500, dans les pays de l'OCDE, et l'écart type de 100. Pour toute analyse impliquant les performances, les cinq valeurs plausibles doivent être combinées selon l'approche de Little et Rubin (2002). Cette méthode est intégrée au plan d'analyses présenté à la section 4.3.4.2. Mentionnons aussi qu'à partir des cinq valeurs plausibles, chaque participant est classé selon un niveau de compétence, à partir d'une échelle globale à six niveaux, élaborée par le PISA (voir OCDE, 2014a, p. 298).

²⁰ Dans les bases de données du PISA de 2003 et de 2012, les cinq valeurs sont identifiées par les variables PV1MATH, PV2MATH, PV3MATH, PV4MATH et PV5MATH.

Tableau 23

Étude de l'invariance de la mesure d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons francophones du Québec, pour 2003 et pour 2012.

Cycle du PISA	Type d'invariance de la mesure	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>SRMR</i>	ΔCFI	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
2003	Configurationnelle	0,956	0,087	0,030	-	-	-
	Métrique	0,954	0,076	0,046	-0,002	-0,011	0,016
	Scalaire	0,937	0,078	0,053	-0,017	-0,002	0,007
2012	Configurationnelle	0,938	0,115	0,038	-	-	-
	Métrique	0,937	0,098	0,048	-0,001	-0,017	0,010
	Scalaire	0,921	0,097	0,051	-0,016	-0,001	0,003

Note. *CFI* = indice d'ajustement comparatif (*Comparative Fit Index*), *RMSEA* = racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (*Root-Mean Square Error of Approximation*), *SRMR* = valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus (*Standardized Root Mean Square Residual*), Δ = changement.

Tableau 24

Étude de l'invariance de la mesure d'anxiété mathématique pour les filles francophones du Québec entre 2003 et 2012 et pour les garçons francophones du Québec entre 2003 et en 2012.

Groupes comparés	Type d'invariance de la mesure	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>SRMR</i>	ΔCFI	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
Filles 2003 versus filles 2012	Configurationnelle	0,958	0,098	0,033			
	Métrique	0,947	0,092	0,055	-0,011	-0,006	0,022
	Scalaire	0,940	0,087	0,055	-0,007	-0,005	0
Garçons 2003 versus garçons 2012	Configurationnelle	0,936	0,102	0,034			
	Métrique	0,933	0,088	0,053	-0,003	-0,014	0,019
	Scalaire	0,926	0,082	0,049	-0,007	-0,006	-0,004

Note. *CFI* = indice d'ajustement comparatif (*Comparative Fit Index*), *RMSEA* = racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (*Root-Mean Square Error of Apporximation*), *SRMR* = valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus (*Standardized Root Mean Square Residual*), Δ = changement.

Procédures ayant permis d'obtenir les données des échantillons d'élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012

Pour 2012, la base de données internationale du PISA a été téléchargée à partir de l'adresse <https://www.oecd.org/pisa/data/pisa2012database-downloadabledata.htm>²¹. Pour 2003, comme le Canada avait décidé, à l'époque, de ne pas rendre public l'information relative à la province, dans la base de données internationale du PISA, une demande de renseignement a été soumise au Conseil des ministres de l'Éducation (Canada) (CMEC). Le CMEC nous a transmis la base de données de l'échantillon d'élèves québécois du PISA de 2003.

Les valeurs de l'indice d'anxiété mathématique de 2003, remises à l'échelle en 2012, ont été téléchargées à partir de l'adresse http://www.oecd.org/pisa/keyfindings/indices_2003.zip²².

4.3.4 Analyses de données

4.3.4.1 Traitement des trois considérations méthodologiques inhérentes aux enquêtes PISA

Afin de traiter adéquatement la première considération méthodologique inhérente aux enquêtes PISA, le fait que les données à analyser sont issues d'un plan d'échantillonnage complexe, il est suggéré de se tourner vers l'une ou l'autre des deux approches de modélisation suivantes : l'approche orientée devis et l'approche orienté modèle. Stapleton (2013) préconise l'approche orientée devis lorsque la non-indépendance des observations, inhérente au plan d'échantillonnage complexe, est considérée davantage comme une nuisance que comme un élément à modéliser, ce qui s'avère être le cas dans la présente étude. En effet, notre recherche vise quantifier les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois, en tenant compte du fait que les données ne peuvent être considérées indépendantes (les élèves sont nichés à l'intérieur des écoles), sans chercher à modéliser la dépendance entre ces données (comparer le

²¹ Les élèves canadiens ont été identifiés par la variable CNT=CAN, puis les élèves québécois francophones ont été identifiés par la variable STRATUM = CAN0545 ou CAN0546 ou CAN0547, tel que le suggère le livre de code du PISA 2012, https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA12_stu_codebook.pdf.

²² Les valeurs de 2003 remises à l'échelle en 2012 ont été fusionnées à la base de données de l'échantillon d'élèves québécois francophones de 2003 à l'aide de deux identifiants : la variable SCHOOLID (l'identifiant de l'école) et la variable STIDSTD (l'identifiant de l'élève).

niveau moyen d'anxiété mathématique entre les écoles). De ce fait, dans la présente étude, nous privilégions l'approche orientée devis.

Conformément à ce que l'approche orientée devis préconise, pour toute estimation de paramètre, les observations des participants sont pondérées par les poids de sondage des élèves, des valeurs fournies dans les bases de données du PISA de 2003 et de 2012. En outre, afin d'estimer la variance de ces paramètres, les poids de sondage répliqués des élèves sont employés, des valeurs aussi fournies dans les bases de données du PISA de 2003 et de 2012²³.

Afin de traiter adéquatement la deuxième considération méthodologique inhérente aux enquêtes PISA (le fait que les données relatives à l'anxiété mathématique issues du PISA de 2012 ont été recueillies à l'aide d'un devis en trois formes et comportent ainsi minimalement un tiers de données manquantes), la méthode de vraisemblance maximale (*Full information maximum likelihood, FIML*) est employée afin de procéder à l'ensemble des analyses. Enfin, de manière à traiter adéquatement la troisième considération méthodologique inhérente aux enquêtes PISA (le fait que le PISA utilise l'approche des valeurs plausibles afin de rendre compte du niveau d'habileté), pour toutes estimations dans lesquelles les performances sont impliquées, l'approche de Little et Rubin (2002) est employée afin de combiner adéquatement les estimations faites avec chacune des cinq valeurs plausibles.

L'ensemble de analyses sont menées à l'aide du logiciel *Mplus* Version 8. Le logiciel *Mplus* Version 8 possède les particularités suivantes : 1) il prend en charge les poids de sondage et les poids de sondage répliqués des élèves, 2) il intègre la méthode de vraisemblance maximale (*Full information maximum likelihood, FIML*, Arbuckle, 1996; Little et Rubin, 2002) de manière à traiter adéquatement les données manquantes, « en conjonction avec l'estimateur *ML* » (traduction libre de Wang et Wang, 2020, p.47), l'estimateur de vraisemblance maximale et enfin, 3) il prend en charge les valeurs plausibles qu'il traite selon l'approche de Little et Rubin (2002). Pour traiter

²³ Les poids de sondage des élèves sont identifiés par la variable *W_FSTUWT* dans ces bases de données, puis les poids de sondage répliqués par *W_FSTR1* à *W_FSTR80* (80 poids de sondage répliqués).

adéquatement le tout, *Mplus* Version 8 utilise l'estimateur *MLR*²⁴ (*Maximum likelihood robust*, Muthén et Muthén, 2017).

4.3.4.2 Plan d'analyse de données

Analyses menées afin de répondre à l'objectif spécifique 1

Afin de quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA en 2003 et en 2012, nous calculons la proportion de participants tout à fait en accord ou en accord avec chacun des items de l'instrument d'anxiété mathématique, selon le genre. Nous comparons ensuite les proportions de filles et de garçons, pour chacun des items au moyen d'un test d'hypothèses sur une différence de proportions. Par la suite, nous calculons l'indice moyen d'anxiété mathématique selon le genre et comparons les moyennes à l'aide d'un test d'hypothèses sur une différence de moyennes. Enfin, nous calculons l'indice moyen d'anxiété mathématique à chacun des niveaux de compétence, selon le genre, et comparons les moyennes à l'aide d'un test d'hypothèse sur une différence de moyennes.

Pour l'ensemble de ces tests d'hypothèses, en posant θ_{filles} et $\theta_{garçons}$, les paramètres d'intérêt (proportions et moyennes), chez les filles et chez les garçons respectivement, l'hypothèse nulle H_0 et l'hypothèse alternative H_1 sont données par (OCDE, 2009, p.150) :

$$H_0 : \theta_{filles} - \theta_{garçons} = 0 \quad \text{et} \quad H_1 : \theta_{filles} - \theta_{garçons} \neq 0,$$

puis la statistique de test est donnée par

$$\frac{\hat{\theta}_{filles} - \hat{\theta}_{garçons}}{\sigma(\hat{\theta}_{filles} - \hat{\theta}_{garçons})}, \quad (19)$$

avec $\hat{\theta}_{filles}$ et $\hat{\theta}_{garçons}$, les paramètres estimés chez les filles et les garçons respectivement, puis $\sigma(\hat{\theta}_{filles} - \hat{\theta}_{garçons})$, l'erreur type de la différence $\hat{\theta}_{filles} - \hat{\theta}_{garçons}$ obtenue par

²⁴ « L'estimateur MLR est l'estimateur de vraisemblance maximale qui estime les paramètres, leur erreur type et la statistique du chi carré de manière à ce qu'ils soient robustes à la non-normalité et à la non-indépendance des observations lorsqu'utilisé avec TYPE = COMPLEX» [traduction libre] (Muthén et Muthén, 2017, p.668).TYPE= COMPLEX est utilisé ici car le plan d'échantillonnage est un plan d'échantillonnage complexe (voir l'article 1).

$$\sigma(\hat{\theta}_{filles} - \hat{\theta}_{garçons}) = \sqrt{\sigma^2(\hat{\theta}_{filles}) + \sigma^2(\hat{\theta}_{garçons}) - 2\text{cov}(\hat{\theta}_{filles}, \hat{\theta}_{garçons})}, \quad (20)$$

puisque les données des filles et des garçons ne peuvent être considérées indépendantes.

Pour les différences d'indice moyen d'anxiété mathématique statistiquement significatives, les tailles d'effet associées à ces différences observées sont calculées. Pour ce faire, conformément à ce que suggère l'OCDE (2009, p.191), nous appliquons la formule suivante :

$$d = \frac{\hat{\theta}_{filles} - \hat{\theta}_{garçons}}{\sqrt{\frac{\sigma^2_{\hat{\theta}_{filles}} + \sigma^2_{\hat{\theta}_{garçons}}}{2}}}. \quad (21)$$

La tendance 2003-2012 de l'écart d'anxiété mathématique selon le genre est étudiée au moyen d'un test d'hypothèse sur une différence de moyenne. En posant δ_{2003} et δ_{2012} , les écarts d'anxiété mathématique selon le genre de 2003 et de 2012 respectivement, l'hypothèse nulle H_0 et l'hypothèse alternative H_1 sont données par (OCDE, 2009, p.150) :

$$H_0 : \delta_{2012} - \delta_{2003} = 0 \quad \text{et} \quad H_1 : \delta_{2012} - \delta_{2003} \neq 0,$$

puis la statistique de test est donnée par

$$\frac{\hat{\delta}_{2012} - \hat{\delta}_{2003}}{\sigma(\hat{\delta}_{2012} - \hat{\delta}_{2003})}, \quad (22)$$

avec

$$\sigma(\hat{\delta}_{2012} - \hat{\delta}_{2003}) = \sqrt{\sigma^2(\hat{\delta}_{2012}) + \sigma^2(\hat{\delta}_{2003})}, \quad (23)$$

car les données issues de deux cycles différents du PISA peuvent être considérées indépendantes (OCDE, 2009, p.175).

Analyses menées afin de répondre à l'objectif spécifique 2

Afin de vérifier si le lien anxiété mathématique/performance est négatif, nous définissons les performances comme variable dépendante et l'anxiété mathématique comme variable indépendante dans un modèle de régression linéaire simple. Ce modèle de régression est donné par l'expression suivante :

$$Performances = \beta_0 + \beta_1 \cdot ANXMAT. \quad (24)$$

Afin de vérifier si le genre modère le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, nous définissons un second modèle de régression. Celui-ci inclut deux variables indépendantes, la variable anxiété mathématique et la variable genre, de même que le terme d'interaction entre ces deux variables. Le modèle est donné par l'expression :

$$Performances = \beta_0 + \beta_1 \cdot ANXMAT + \beta_2 \cdot genre + \beta_3 \cdot ANXMAT * GENRE \quad (25)$$

Dans ce modèle nous vérifions si le coefficient β_3 est significatif. S'il est non significatif, nous concluons que le genre ne modère pas le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques.

4.4 Résultats

Les statistiques descriptives des trois variables étudiées, puis la proportion de données manquantes relatives à chacune de ces variables sont présentées à l'Annexe B de la thèse.

Résultats en lien avec OS1

Afin de comparer le niveau d'anxiété mathématique des élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA en 2003 et en 2012, selon le genre, trois tableaux sont présentés (Tableaux 25 à 27). Le Tableau 25 rapporte, pour 2003 et 2012, le pourcentage de participants qui se sont dit tout à fait en accord ou en accord avec les items de l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique, selon le genre. Le Tableau 26 révèle, pour 2003 et 2012, l'écart dans le niveau moyen d'anxiété mathématique des filles et garçons, de même que la tendance 2003-2012 de cet écart.

Les résultats du Tableau 25 révèlent qu'en 2003, des proportions statistiquement différentes ont été enregistrées entre les filles et les garçons en regard de trois des items de l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique. En 2012, de tels écarts ont été enregistrés pour l'ensemble des items de l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique. Ainsi, en 2012, pour les cinq items, la proportion de filles tout à fait en accord ou en accord s'est avérée plus élevée que la proportion de garçons. En 2003 et en 2012, les écarts de proportion les plus importants ont été

enregistrés pour « Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés en cours de mathématiques » et pour « Je m'inquiète à l'idée d'avoir de mauvaises notes en mathématiques ».

Les résultats présentés dans le Tableau 26 montrent qu'en 2003 et en 2012, les filles québécoises francophones ont obtenu un indice moyen d'anxiété mathématique supérieur à celui des garçons québécois francophones. Dans les deux cas, les écarts observés, selon le genre, se sont avérés statistiquement significatifs avec des tailles d'effet respectives de 0,33 et 0,43. En outre, la tendance 2003-2012 de l'écart d'anxiété mathématique selon le genre, une valeur statistiquement significative de 0,12, révèle que la disparité d'anxiété mathématique selon le genre est un phénomène qui s'est accentué entre 2003 et 2012, chez les élèves québécois francophones ayant participé au PISA.

Le Tableau 27 fait état des écarts d'anxiété mathématique, selon le genre, à chacun des niveaux de compétence atteint par les participants.

Tableau 25

Pourcentage des participants qui se sont dit tout à fait en accord ou en accord avec les items de l'instrument d'anxiété mathématique en 2003 et en 2012.

Items de l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique	2003							2012						
	G	F	G	F	Écart selon le genre (F - G)			G	F	G	F	Écart selon le genre (F - G)		
	%	%	<i>Er.t.</i>	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	%	%	<i>Er.t.</i>	<i>Er.t.</i>	%	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
1 - Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés en cours de mathématiques	43,7	58,8	2,0	2,0	15,1	2,5	< ,001	49,4	64,1	2,2	2,0	14,7	2,8	< ,001
2 - Je suis très tendu quand j'ai un devoir de mathématiques à faire,	28,9	30,0	1,8	1,8	1,1	2,3	,647	28,8	34,6	2,1	1,6	5,8	2,4	,015
3 - Je deviens très nerveux quand je travaille à des problèmes de mathématiques	18,0	20,5	1,3	1,4	2,5	1,8	,168	20,0	29,9	1,5	1,8	9,9	2,2	< ,001
4 - Je me sens perdu quand j'essaie de résoudre un problème de mathématiques	21,7	30,0	1,6	1,4	8,3	1,7	< ,001	22,8	35,3	1,5	1,8	12,5	2,1	< ,001
5 - Je m'inquiète à l'idée d'avoir de mauvaises notes en mathématiques	61,6	76,7	1,7	1,6	15,1	2,5	< ,001	66,7	83,5	2,0	1,4	16,8	2,3	< ,001

Note. G = garçons, F = filles, *Er.t.* = erreur type, *p* = valeur *p*.

Tableau 26

Niveau moyen d'anxiété mathématique chez les participants du PISA de 2003 et du PISA de 2012, selon le genre, écarts selon le genre et tendance 2003-2012 des écarts selon le genre.

Variable	2003									2012								Tendance 2003-2012		
	Garçons		Filles		Écart selon le genre (Garçons – Filles)					Garçons		Filles		Écart selon le genre (Garçons – Filles)				Écart selon le genre (écart 2012 – écart 2003)		
	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>d</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>d</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	
ANXMAT	-0,25	0,03	0,04	0,04	0,29	0,05	< ,001	0,33	-0,19	0,04	0,22	0,04	0,41	0,05	< ,001	0,43	0,12	0,07	0,043	

Note. M = moyenne, Er.t. = erreur type, p = valeur p, d = taille d'effet, ANXMAT = anxiété mathématique.

Tableau 27

Écarts du niveau moyen d'anxiété mathématique chez les participants du PISA de 2003 et du PISA de 2012, selon le genre, à chacun des niveaux de compétence de l'échelle de compétence du PISA.

Cycle	Niveau de compétence 1 Écart selon le genre (F-G)			Niveau de compétence 2 Écart selon le genre (F-G)			Niveau de compétence 3 Écart selon le genre (F-G)			Niveau de compétence 4 Écart selon le genre (F-G)			Niveaux de compétence 5 et 6 Écart selon le genre (F-G)		
	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
2003	0,35	0,12	0,003	0,42	0,07	< ,001	0,20	0,09	0,029	0,29	0,09	0,001	0,11	0,09	0,185
2012	0,28	0,16	0,075	0,38	0,17	0,026	0,36	0,08	< ,001	0,44	0,11	< ,001	0,27	0,10	0,008

Note. G = garçons, F = filles, *M* = moyenne, *Er.t.* = erreur type, *p* = valeur *p*, ANXMAT = anxiété mathématique.

Les résultats présentés dans le Tableau 27 montrent qu'à chacun des niveaux de l'échelle de compétence du PISA, les filles se sont dit davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons. Ces résultats révèlent en outre qu'à l'exception des niveaux 5 et 6 en 2003, l'ensemble des écarts d'anxiété mathématique observés, selon le genre, se sont avérés statistiquement significatifs ($p < 0,1$). La comparaison des écarts observés en 2003 et en 2012 ne nous permettent toutefois pas d'identifier un niveau de compétence où les écarts se seraient avérés les plus marqués à la fois en 2003 et en 2012.

Résultats en lien avec OS2

Les résultats des analyses menées afin de vérifier si le lien anxiété mathématique/performance est négatif et si le genre modère ce lien, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, sont présentés dans les Tableaux 28 et 29. Les résultats du Tableau 28 révèlent qu'en 2003 et en 2012, le coefficient de régression de la variable anxiété mathématique s'est avéré négatif. Les résultats montrent aussi que la baisse de performances en mathématiques associée à une hausse d'une unité de l'indice d'anxiété mathématique a été de 36,81 points en moyenne, chez les élèves francophones du Québec de 15 ans en 2003 et de 31,73 points, en moyenne, en 2012. Le coefficient de corrélation linéaire entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques s'élève à -0,36 en 2003 et à -0,34 en 2012. La variation de l'anxiété mathématique explique 13 % de la variation des performances en mathématiques des élèves québécois francophones en 2003 et 11,8 % en 2012.

Les résultats du Tableau 29 révèlent que le coefficient de régression de l'interaction entre l'anxiété mathématique et le genre est non significatif. De ce fait, le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques peut être considéré équivalent chez les garçons et les filles : il n'y a pas lieu de penser que le genre modère la relation anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans.

Tableau 28

Résultats du premier modèle régression linéaire chez l'ensemble des élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

Cycle	Ordonnée à l'origine			ANXMAT			<i>r</i>	<i>R</i> ²
	$\hat{\beta}_0$	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	$\hat{\beta}_1$	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>		
2003	532,25	4,48	<,001	-36,81	2,52	<,001	-0,36	13,0
2012	537,90	3,27	<,001	-31,73	2,88	<,001	-0,34	11,8

Note. $\hat{\beta}_0$ = valeur estimée de l'ordonnée à l'origine, $\hat{\beta}_1$ = valeur estimée du coefficient de régression de la variable anxiété mathématique, *Er.t.* = erreur type, *p* = valeur *p*, *r* = coefficient de corrélation linéaire, *R*² = coefficient de détermination, ANXMAT = anxiété mathématique.

Tableau 29

Résultats du second modèle de régression linéaire chez l'ensemble des élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

Cycle	Ordonnée à l'origine			ANXMAT			GENNRE			ANXMAT * GENRE			R^2
	$\hat{\beta}_0$	<i>Er.t</i>	<i>p</i>	$\hat{\beta}_1$	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	$\hat{\beta}_2$	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	$\hat{\beta}_3$	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	
2003	534,04s	4,31	< ,05	-38,34	3,49	< ,05	-3,415	5,01	0,495	2,58	4,32	0,551	13,0
2012	539,03	3,73	< ,05	-35,12	4,04	< ,05	- 0,894	4,96	0,857	6,36	5,81	0,274	11,7

Note. $\hat{\beta}_0$ = valeur estimée de l'ordonnée à l'origine, $\hat{\beta}_1$ = valeur estimée du coefficient de régression de la variable anxiété mathématique, $\hat{\beta}_2$ = valeur estimée du coefficient de régression de la variable genre, $\hat{\beta}_3$ = valeur estimée du coefficient de régression de l'interaction des variables anxiété mathématique et genre, *Er.t.* = erreur type, *p* = valeur *p*, R^2 = coefficient de détermination, ANXMAT = anxiété mathématique.

4.5 Discussion

L'objectif général de cet article visait à quantifier les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012. Cette recherche a été menée afin de vérifier si l'anxiété mathématique pourrait être un phénomène qui contribue aux écarts de performance observés entre les garçons et les filles en mathématiques au Québec. Pour ce faire, notre objectif général de recherche a été opérationnalisé en deux objectifs spécifiques. Le premier a consisté à quantifier les écarts d'anxiété mathématique des filles et des garçons francophones de 15 ans du Québec ayant participé au PISA en 2003 et en 2012 et à documenter la tendance 2003-2012 de ces écarts. Le second objectif a visé à vérifier si le lien linéaire anxiété mathématique/performances en mathématiques est négatif et si le genre modère ce lien, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

Après avoir vérifié l'invariance métrique et scalaire de la mesure d'anxiété mathématique du PISA, entre les garçons et les filles francophones du Québec et entre 2003 et 2012, nos résultats ont montré, à la fois en 2003 et en 2012, que les filles québécoises francophones se sont dit davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons. Qui plus est, les filles francophones de 15 ans du Québec se sont également dit davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons à tous les niveaux de l'échelle de compétence du PISA, sauf dans les niveaux 5 et 6 en 2003 (ce dernier résultat est difficilement interprétable dans le présent contexte d'autant plus qu'il ne s'est pas reproduit en 2012). Ainsi, de manière générale, même à compétence égale, les filles francophones du Québec ont fait état d'un niveau moyen d'anxiété mathématique plus élevé que les garçons.

Nos résultats ont en outre permis d'objectiver, chez les élèves québécois francophones, la présence d'un lien linéaire négatif entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques. Ainsi, nous avons confirmé, chez ces élèves, la présence de deux phénomènes documentés de manière robuste dans les écrits, à savoir un niveau moyen d'anxiété mathématique plus élevé chez les filles que chez les garçons, à tout le moins, à partir de

l'adolescence (p.ex. Else-Quest et al., 2010; Hyde et al., 1990; Stoet et al. 2016) et la présence d'un lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques (p.ex. Barroso et al., 2021; Hembree, 1990; Ma, 1999; Zhang et al., 2019). En outre, à l'égard de ce lien, nous avons montré qu'il n'y a pas lieu de penser que le genre le modère, chez les élèves québécois francophones. D'un point de vue pratique, ce résultat permet d'affirmer que, pour une augmentation d'une unité de l'indice d'anxiété mathématique, les performances des filles diminuent de manière équivalente à celles des garçons, en mathématiques.

Enfin, la comparaison des écarts d'anxiété mathématique observés chez les élèves québécois francophones et ceux observés dans les autres pays/économies membres de l'OCDE montrent que les écarts observés chez les élèves québécois francophones sont particulièrement marqués. En effet, en 2003, seulement 14 pays/économies membres de l'OCDE sur 29 ont rapporté des écarts d'anxiété mathématique selon le genre aussi élevés que ceux révélés chez les élèves québécois francophones (OCDE, 2004, Tableau 3.8). En 2012, seulement 6 pays/économies membres de l'OCDE sur 34 l'ont fait (OCDE, 2014b, Annexe B1, Tableau III.4.3d). De surcroît, alors que la disparité d'anxiété mathématique selon le genre s'est accrue de 0,12 ($p < ,05$) chez les élèves québécois francophones de 15 ans entre 2003 et 2012, pendant cette même période, elle s'est accrue de 0,06 en moyenne au Canada ($p > 0,05$) et de 0,03 en moyenne dans les pays de l'OCDE ($p < 0,05$). Sur 29 pays membres de l'OCDE, seul le Danemark a connu une progression de l'écart d'anxiété mathématique selon le genre davantage marquée que celle observée chez les élèves québécois francophones. Le Danemark a enregistré une hausse significative de 0,14 de cet écart entre 2003 et 2012 (OCDE, 2014b, Annexe B1, Tableau III.4.3g).

L'ensemble des résultats obtenus nous amènent à conclure que l'anxiété mathématique peut contribuer aux écarts de performance observés entre les filles et les garçons francophones du Québec ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 et qu'il est pertinent de nous intéresser plus particulièrement aux écarts d'anxiété mathématique en vue de réduire les écarts de performances observés. Ces constats ont des implications pratiques et scientifiques importantes. En effet, dans un premier temps, ils invitent à poursuivre le travail amorcé dans cet article en cherchant à identifier des facteurs qui pourraient permettre, à terme, de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons. Dans un second temps, ils invitent

à se pencher sur les stratégies d'intervention qui pourraient permettre de réduire notamment l'importance du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques.

Le troisième article de cette thèse doctorale vise, justement, à identifier des facteurs qui pourraient expliquer les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et qui ont le potentiel de guider, à terme, la mise en œuvre d'intervention visant à les réduire. En effet, dans ce troisième article, nous vérifions si trois perceptions de l'apprenant peuvent expliquer en partie les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones du Québec 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

En ce qui concerne les stratégies d'intervention qui pourraient permettre de réduire l'importance du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, la méta-analyse d'Hembree (1990) a révélé que les interventions à privilégier sont : 1) la désensibilisation systématique par l'exposition aux mathématiques, 2) la restructuration cognitive, une approche qui vise à identifier les pensées négatives, les réévaluer et les modifier et enfin, 3) la thérapie cognitivo-comportementale, qui combine la restructuration cognitive et la désensibilisation systématique ou la restructuration cognitive et l'entraînement à la relaxation. Depuis la publication de cette méta-analyse, quelques rares recherches (Passolunghi et al., 2020), expérimentales ou quasi-expérimentales, ont été menées de manière à vérifier l'efficacité de stratégies d'interventions en lien avec l'anxiété mathématique. Ces quelques recherches ont obtenu des résultats prometteurs : elles ont montré des réductions du niveau d'anxiété mathématique, chez des enfants de 1^{re} et 2^e année et des adultes (Supekar et al., 2015; Park et al., 2014; Jamieson et al., 2016; Passolunghi et al., 2022), de même que des réductions du lien négatif anxiété mathématique/performances chez des adultes (Park et al., 2014; Jamieson et al., 2016; Passolunghi et al., 2022). Ces études sont présentées à la section 6.1.3.3 de cette thèse.

4.6 Limites

À la manière des résultats issus des méta-analyses citées dans cet article, nos résultats doivent être interprétés avec circonspection. En effet, la nature transversale des données analysées dans notre recherche ne nous permet pas de conclure à l'existence d'une relation causale entre

l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques. Nos résultats révèlent des associations et celles-ci ne peuvent qu'être interprétées comme telles.

Aussi, « Dans l'optique de réduire au minimum le risque de biais de réponse, les normes de qualité des données du PISA exigent des taux minimums de participation pour les écoles et les élèves. À l'échelle du Canada, un taux de réponse minimum de 85 p. 100 était exigé pour les écoles sélectionnées initialement. » (O'Grady et al., 2016, p.53). « Le PISA exige en outre un taux de participation minimum des élèves de 80 p. 100 dans l'ensemble des écoles participantes (échantillon initial et échantillon de remplacement) à l'échelle du pays » (O'Grady et al., 2016, p.53). Or, en 2012, au Québec, le taux de participation des écoles au PISA a été supérieur au seuil minimal requis, mais le taux de réponse des élèves a été de 75,6 %, une valeur inférieure au seuil de 80 % fixé par l'OCDE (Brochu et al., 2013). Une analyse des caractéristiques de répondants et des non-répondants a révélé que le phénomène « [...]pourrait avoir une incidence marginale sur les résultats du Québec [...] » (Brochu et al., 2013, p.55-56). À la section 6.3, au moment de discuter des limites générales de la thèse, nous revenons sur cet élément.

Parallèlement à cela, à la manière des résultats issus des méta-analyses cités dans cet article, l'idée selon laquelle les écarts d'anxiété mathématique observés selon le genre puissent s'expliquer par des considérations méthodologiques ne peut être exclue (p.ex. Devine et al., 2012; Frenzel et al., 2007; Hill et al., 2016). En effet, il est possible, par exemple, que les filles rapportent un niveau moyen d'anxiété mathématique supérieur aux garçons simplement parce que les filles sont, de manière générale, davantage confortables, capables ou ouvertes à rapporter leurs émotions que les garçons (Ashcraft, 2002; Ashcraft et Ridley, 2005; Bryant et al., 1996; Devine et al., 2012; Frenzel et al., 2007; Hunsley et Flessati, 1988). Cette aisance peut en outre être amplifiée par des phénomènes tels que les stéréotypes de genre en mathématiques (p.ex. « les garçons sont meilleurs que les filles en mathématiques ») ou encore la désirabilité sociale (p.ex. Frenzel et al., 2007). En effet, les instruments de mesure auto-rapportés, comme ceux employés afin de documenter l'anxiété mathématique, depuis les années 1970, sont reconnus pour leur vulnérabilité à divers types de biais tels que : le biais de réponse lié au genre (traduction libre de *gender-linked response bias*, Devine et al., 2012, p.6), le biais de désirabilité sociale (Paulhus,

2017) ou encore le biais de réponse dû au calibrage inadéquat des perceptions et des jugements relatifs à l'apprentissage, chez les élèves (Winne et Jamieson-Noel, 2002), etc.

La disparité d'anxiété mathématique selon le genre, observée dans le cadre de notre recherche, pourrait aussi s'expliquer par des différences générales d'anxiété, entre les garçons et les filles (p.ex. Dowker et al., 2016; Frenzel et al., 2007; Hill et al., 2016). En effet, des études indiquent que les filles ont, en moyenne, un niveau d'anxiété générale²⁵ supérieur aux garçons (p.ex. Feingold, 1994; Costa et al., 2001; Chapman et al., 2007; Szczygiel, 2020). Toutefois, des études révèlent que même en contrôlant pour l'anxiété générale, les filles se disent en moyenne davantage anxieuses que les garçons (p.ex. Ferguson et al., 2015; Delage et al., 2022).

En outre, comme l'anxiété mathématique a été appréhendée au moyen d'un questionnaire auto-rapporté de type trait et que ce type de questionnaire auto-rapporté est davantage susceptible d'être biaisé par le concept de soi que les questionnaires auto-rapportés de type état (Robinson et Clore, 2002; Goetz et al., 2013), les écarts d'anxiété mathématique observés selon le genre pourraient aussi s'expliquer, au moins partiellement, par le fait que les filles révèlent, de manière générale, un concept de soi plus élevé que les garçons, en moyenne, sans toutefois que le niveau d'anxiété mathématique de type état diffère, selon le genre.

Cependant, même s'il advenait que la disparité d'anxiété mathématique selon le genre s'explique par des considérations méthodologiques, le phénomène n'en demeure pas moins important. En effet, comparativement aux individus qui se disent faiblement ou pas anxieux, les individus qui se disent davantage anxieux à l'égard des mathématiques, à tort ou à raison, sont susceptibles de moins bien réussir en mathématiques et ils risquent, en outre, de se diriger dans une mesure moindre vers les professions liées aux mathématiques (Stoet et al., 2016) ; deux constats préoccupants au vu des nombreux enjeux évoqués en amorce de cet article.

²⁵ L'anxiété générale (general anxiety) est une disposition individuelle qui se caractérise par le fait de s'inquiéter à propos des événements, de ses comportements et de ses compétences personnelles (Spence, 1997).

4.7 Conclusion

À partir des données du PISA de 2003 et de 2012, nous avons quantifié les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et étudié le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012. Il s'agit, à notre connaissance, du premier portrait fourni, en la matière, chez les élèves québécois francophones. Nos résultats ont montré qu'en 2003 et en 2012, les filles québécoises francophones se sont dit davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons. De plus, ils ont montré que le lien anxiété mathématique est un lien négatif et équivalent, chez les filles et les garçons. De là, nous concluons que la disparité d'anxiété mathématique selon le genre pourrait contribuer à expliquer les écarts de performances, observés entre les garçons et les filles, dans le cadre des divers cycles du PISA, depuis l'année 2000. Dans l'article qui suit, nous étudions trois perceptions de l'apprenant mises en cause pour expliquer la disparité d'anxiété mathématique selon le genre. Ces facteurs pourront, à terme, fournir des leviers en vue de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons francophones du Québec.

4.8 Références bibliographiques

Pour alléger la thèse, nous avons inclus les références citées dans cet article dans la bibliographie générale de la thèse

5 Chapitre 5 – Le troisième article de la thèse

Titre : Étude visant à identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d’anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d’une analyse secondaire des données issues du PISA de 2003 et de 2012

Auteurs : Patricia Vohl, étudiante au doctorat, Université de Montréal
Nathalie Loye, professeure, Université de Montréal

Résumé : Dans le cadre d’une étude antérieure (article 2 de cette thèse), nous avons montré qu’en moyenne, les filles québécoises francophones de 15 ans se disent davantage anxieuses à l’égard des mathématiques que les garçons québécois francophones et ce, sur l’ensemble du continuum des performances. Nous avons également montré que performances en mathématique et anxiété mathématique sont deux phénomènes négativement corrélés. Au vu des nombreux enjeux liés aux bonnes performances en mathématiques, dans le présent article, nous souhaitons identifier des facteurs qui pourraient permettre d’expliquer les écarts d’anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons et qui auraient le potentiel, à terme, de réduire les écarts observés. En prenant appui le Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006), nous vérifions si les écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire observés entre les filles et les garçons expliquent complètement les écarts d’anxiété mathématique. Nos résultats révèlent que les écarts de concept de soi expliquent près de 70 % des écarts d’anxiété mathématique relevés chez les élèves francophones du Québec. De là, nous proposons une série de recommandations qui pourraient permettre de réduire les écarts de concept de soi entre les filles et les garçons.

Mots-clés : anxiété mathématique, concept de soi en mathématiques, valeur intrinsèque des mathématiques, valeur utilitaire des mathématiques, PISA, Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun

Manuscrit soumis à la Revue *Mesure et évaluation en éducation*, après ajustements, afin que l’article puisse être lu de manière indépendante à la thèse (par exemple, ajustement des numéros des tableaux et des figures, etc.).

5.1 Problématique

Les mathématiques constituent l'un des fondements de notre société hautement technologique. De ce fait, bien performer dans le domaine constitue un atout de taille. À preuve, des études longitudinales montrent que les performances en mathématiques sont liées positivement à la probabilité de diplômé au secondaire, à la probabilité de réussir la transition vers les études supérieures, puis à la probabilité de diplômé au post-secondaire (p.ex. Chiu et Klassen, 2010; Ma, 1999; OCDE, 2014a; Parsons et Bynner, 2005; Stokke, 2015). D'autres études révèlent que ces mêmes performances permettent de prédire le niveau d'employabilité des individus et également, leurs revenus professionnels éventuels (p.ex. Joensen et Nielsen, 2009; Ma, 1999; Parsons et Bynner, 2005; Fonseca et al., 2021 - pour des résultats empiriques québécoises).

Dans le contexte, il apparaît prioritaire, pour les systèmes éducatifs, de veiller à ce que chaque apprenant performe à la hauteur de son potentiel, en mathématiques (OCDE, 2014b). Heureusement, les résultats des grandes enquêtes internationales en éducation, comme le *TIMSS*²⁶ et le *PISA*²⁷, révèlent qu'en la matière, le système québécois réussit plutôt bien. En effet, à chacun des cycles de l'enquête PISA, par exemple, les élèves québécois de 15 ans se sont classés dans les premiers rangs, à l'international. De surcroît, à toutes ces occasions, ils se sont hissés en tête des provinces canadiennes (sauf en 2003 : à ce cycle, l'Alberta et la Colombie-Britannique ont devancé le Québec) (Bussière et al., 2004).

Les analyses selon le genre, elles, font toutefois état de disparités qui méritent une attention particulière, au vu des enjeux évoqués ci-haut. En effet, les résultats du *TIMSS* et du *PISA* ont montré, à plusieurs reprises depuis le début des années 2000, des différences statistiquement significatives entre les scores moyens des garçons et ceux des filles, à l'avantage des garçons. Les résultats du *PISA* de 2003, 2012 et 2018 ont de plus révélé que, toute proportion gardée, les filles

²⁶ *TIMSS* pour *Trends In International Mathematics And Science Study*, des enquêtes internationales mises en œuvre par l'IEA (*International Association for the Evaluation of Educational Achievement*).

²⁷ *PISA* pour Programme international pour le suivi des apprentissages, lancé en 2000 par l'OCDE (Organisation de coopération et de développement économiques).

québécoises sont moins nombreuses que les garçons à se hisser dans les premiers rangs²⁸ (OCDE, 2014a; OCDE, 2016; Brochu et al., 2013; Mullis et al., 2016; O’Grady et al., 2016, 2019).

Préoccupés par ces écarts de performances selon le genre, dans un article précédent (l’article 2 de la thèse), nous avons voulu vérifier si, l’anxiété mathématique, un concept défini comme « une sensation de tension et d’anxiété qui interfère avec la manipulation des nombres et la résolution de problèmes mathématiques dans une grande diversité de situations de la vie courante et de situations académiques [traduction libre]» (Richardson et Suinn, 1972, p.551), pourrait être un phénomène qui contribue aux différences de performances observées entre les garçons et les filles, en mathématiques, au Québec. Les résultats obtenus nous permettent de soutenir cette hypothèse.

En effet, en analysant de manière secondaire les données des élèves Québécois francophones²⁹ de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, nous avons montré notamment les deux éléments suivants : 1) en moyenne, les filles québécoises francophones de 15 ans se disent davantage anxieuses à l’égard des mathématiques que les garçons québécois francophones et ce, sur l’ensemble du continuum des performances et 2) performances en mathématique et anxiété mathématique sont deux phénomènes négativement corrélés ; les élèves québécois francophones qui se disent plus anxieux vis-à-vis des mathématiques tendent à réussir moins bien en mathématiques, en moyenne, que ceux qui se disent moins anxieux.

Dans le présent article, nous souhaitons poursuivre le travail amorcé dans l’article 2. De manière plus précise, nous désirons identifier des facteurs qui pourraient expliquer les écarts d’anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones au Québec, en vue d’envisager, à terme, la mise en œuvre de stratégies d’intervention permettant de réduire ces écarts. De ce fait, nous énonçons la question générale du présent article comme suit : quels sont

²⁸ À titre d’exemple, en 2003, 25,9 % des garçons québécois se sont classés dans les niveaux 5 et 6 du PISA, les niveaux de compétence les plus élevés, alors que seulement 19,3 % des filles y sont parvenues ($p < 0,05$). En 2012, toujours dans le cadre du PISA, 25,3 % des garçons se sont classés dans les niveaux 5 et 6, comparativement à 19,5 % de filles ($p < 0,05$). Des différences comparables ont aussi été observées dans le cadre du PISA de 2015 et de 2018.

²⁹ Nous avons privilégié les élèves québécois francophones car ce groupe constitue la majorité au Québec. Ce choix est par ailleurs justifié dans l’article 2.

les facteurs qui permettent d'expliquer la disparité d'anxiété mathématique observée, selon le genre, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, et qui auraient le potentiel, à terme, de réduire ces écarts?

5.2 Cadre théorique

Depuis le début des années 2000, trois hypothèses ont été proposées afin d'expliquer le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques. Comme les facteurs mis en cause pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique selon le genre sont des facteurs qui gravitent autour de ces trois hypothèses, à la section 5.2.1, nous présentons ces trois hypothèses. À la section 5.2.2, nous présentons un modèle théorique, appelé Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006), qui comporte notamment comme avantages d'intégrer les trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances, de proposer une piste principale pour expliquer la disparité d'anxiété mathématique selon le genre, puis d'intégrer l'ensemble des autres facteurs évoqués à ce jour pour expliquer la disparité d'anxiété mathématique selon le genre.

5.2.1 Trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances

La première hypothèse explicative du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques a été proposée par Ashcraft et Kirk (2001). Il s'agit de l'hypothèse de l'interférence (traduction libre de *disruption account*, Ramirez et al., 2018, p.146). Selon Ashcraft et Kirk (2001), c'est l'anxiété mathématique (la cause) qui nuit aux performances (la conséquence). Pour ce faire, la mémoire de travail, un système cognitif lié à la mémoire à court terme, responsable de la gestion des informations nécessaires à la résolution de tâches mathématiques (inhibition des informations non pertinentes et emmagasinage des informations pertinentes) (Baddeley et Hitch, 1974; Baddeley, 1992; Miyake et Shah, 1999; Geary et Widaman, 1992; Beilock et Carr, 2005; Raghobar et al., 2010) entrerait en jeu. En effet, l'anxiété mathématique engendrerait des ruminations et pensées négatives qui, en consommant une partie des ressources limitées de la mémoire de travail, nuit aux performances en mathématiques.

En outre, les manifestations physiques désagréables du phénomène (augmentation du rythme cardiaque, sudation, tremblements, etc.) pousseraient les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques à éviter les situations mathématiques. Pour ces individus, éviter les mathématiques serait aussi naturel que de chercher à éviter une douleur (OCDE, 2014b). En agissant de la sorte, ceux-ci se priveraient d'un certain nombre d'opportunités d'apprentissage. L'évitement contribuerait donc également à expliquer le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, selon Ashcraft et Kirk (2001).

La seconde hypothèse explicative du lien négatif anxiété mathématique/performances a été proposée par Maloney et ses collaborateurs (Maloney et al., 2010; Maloney et al., 2011; Maloney et al., 2012; Ferguson et al., 2015; Maloney, 2016). Il s'agit de l'hypothèse du déficit (traduction libre de *reduced competency account*, Ramirez et al., 2018, p.146). Selon ces auteurs, l'anxiété mathématique émanerait d'un déficit au niveau de trois habiletés élémentaires en mathématiques que sont l'habileté à dénombrer des objets, l'habileté à ordonner des nombres et l'habileté spatiale. Comme ces habiletés sont considérées essentielles au bon développement d'habiletés mathématiques de plus haut niveau, leur déficit engendrerait, dès l'enfance, de moins bonnes performances en mathématiques (la cause), ce qui déclencherait l'anxiété mathématique (la conséquence).

La troisième hypothèse explicative du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques a été proposée par Ramirez et al. (2018). Il s'agit de l'hypothèse de l'interprétation (traduction libre de *interpretation account*, Ramirez et al., 2018, p.151). Celle-ci découle de la théorie de l'évaluation cognitive pour la genèse des émotions (*appraisal theory*, Arnold, 1950; Barrett, 2006; Lazarus, 1991; Schacter et Singer, 1962, cités dans Ramirez et al., 2018, p.151) et de la théorie des attitudes construites (*attitude-as-constructions view*, Bem, 1972; Chaiken et Yates, 1985; Wilson et al., 2000, cités dans Ramirez et al., 2018, p.151). Ces deux théories définissent les émotions/attitudes comme la résultante d'une interprétation : l'interprétation des événements vécus. Ainsi, selon l'hypothèse de l'interprétation, l'anxiété mathématique découlerait davantage de la manière dont l'individu interprète ses expériences d'apprentissage, présentes et passées en mathématiques, de même que les résultats de ces

apprentissages, plutôt que des expériences et des résultats, eux-mêmes. Des interprétations négatives, inadaptées ou irréalistes engendreraient l'anxiété mathématique.

La majorité des résultats empiriques proposés par Ramirez et al. (2018), afin de soutenir l'hypothèse de l'interprétation, font état de liens entre l'anxiété mathématique, les performances en mathématiques et diverses perceptions de l'apprenant telles que la perception de ses compétences en mathématiques, opérationnalisée notamment par le sentiment d'efficacité personnelle (*self-efficacy*, Bandura, 1977, 1997, 2003) et le concept de soi en mathématiques (*self-concept*, p. ex. Marsh et al., 1988; Marsh et Yeung, 1998; Marsh et Hau, 2004; Martin et Marsh, 2008), puis la perception de la valeur des mathématiques, opérationnalisée notamment par la valeur intrinsèque (Viau, 2009; Wigfield et Eccles, 2000; Ryan et Deci, 2009) et la valeur utilitaire des mathématiques (Viau, 2009; Wigfield et Eccles, 2000; Ryan et Deci, 2009). Les concepts de sentiment d'efficacité personnelle, de concept de soi en mathématiques, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire sont définis dans ce qui suit.

Pour Bandura, le concept de sentiment d'efficacité personnelle réfère à « la croyance de l'individu en sa capacité d'organiser et d'exécuter la ligne de conduite requise pour produire des résultats souhaités » (Bandura, 2003, p. 12). Le concept est vu comme « un motivateur puissant, qui incite à agir et à persévérer en cas de difficultés » (OCDE, 2014b, p.91). Selon Bandura (2003, p.124), quatre sources influencent le sentiment d'efficacité personnelle d'un individu : « les expériences actives de maîtrise qui servent d'indicateur de capacités; les expériences vicariantes qui modifient les croyances de capacités par la transmission de compétences et la comparaison avec ce que font les autres; la persuasion verbale et des formes proches d'influence sociale » (Berger, 2015, p.67), et enfin, les états physiologiques et émotionnels ressentis.

Marsh, Shavelson et leurs collaborateurs (p. ex. Marsh et al., 1988; Shavelson et al., 1976) décrivent le concept de soi comme la confiance de l'individu en ses capacités (OCDE, 2014b). Tout comme le sentiment d'efficacité personnelle, le concept de soi est fortement corrélée aux performances dans un domaine (p.ex. Marsh et al., 1985a, 1985b, 1985c). Les sources principales du phénomène sont les évaluations fournies par les personnes significatives (les parents, les enseignants), les attributions causales (la manière dont l'individu s'explique ses succès/échecs),

la comparaison avec les pairs et enfin, la comparaison des performances entre divers domaines d'étude (Marsh et Scalas, 2011).

La valeur intrinsèque et la valeur utilitaire réfèrent toutes deux au jugement de la valeur d'un domaine ou d'une activité dans un domaine donné (Viau, 2009; Wigfield et Eccles, 2000). La valeur intrinsèque réfère au plaisir qu'un individu retire de l'accomplissement d'une tâche (Viau, 2009; Berger, 2015; Wigfield et Eccles, 2000) ou à « l'envie de mener à bien une activité pour le simple plaisir qu'elle procure » (OCDE, 2014b, p.75). La valeur utilitaire, pour sa part, réfère aux avantages qu'un individu retire de l'accomplissement d'une activité (Viau, 2009) et « à sa fonction pour le futur » (Berger, 2015, p.71), dans la vie académique, professionnelle et/ou personnelle de l'individu (Wigfield et Eccles, 2000). La valeur intrinsèque s'apparente au concept de motivation intrinsèque de la théorie de l'autodétermination (Ryan et Deci, 2009) et à celui d'intérêt (Hidi et Renninger, 2006). La valeur utilitaire s'apparente au concept de motivation extrinsèque de la théorie de l'autodétermination de Ryan et Deci (2009).

Dans ce qui suit, nous présentons le Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006), tout en mentionnant de quelle manière l'hypothèse de l'interférence, l'hypothèse du déficit et l'hypothèse de l'interprétation s'y intègrent.

5.2.2 Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006)

Le modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) situe le concept d'anxiété mathématique au sein d'un groupe de quinze émotions reconnues pour être ressenties spécifiquement en contexte académique. Ces quinze émotions, appelées « émotions académiques », peuvent être divisées en trois catégories: les émotions liées à une activité d'apprentissage en cours (plaisir, rage, frustration, ennui), les émotions liées aux résultats anticipés d'une activité d'apprentissage (anxiété, joie anticipatoire, espoir, désespoir, soulagement anticipatoire) et les émotions liées aux résultats passés d'une activité d'apprentissage (joie, fierté, gratitude, tristesse, honte, rage) (Pekrun, 2006).

Le postulat de base du modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) est le suivant : les émotions académiques résultent, d'abord et avant tout, d'une évaluation cognitive de contrôle et de valeur - le contrôle que l'individu croit pouvoir exercer sur l'activité et ses résultats, puis la valeur de l'activité et de ses résultats. Selon Pekrun (2016), le concept de soi permet de témoigner de l'évaluation cognitive de contrôle, alors que la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire permettent de témoigner de l'évaluation cognitive de la valeur. Ce postulat de base permet donc d'effectuer le parallèle avec l'hypothèse de l'interprétation, lorsque l'émotion d'intérêt est l'anxiété mathématique, en privilégiant toutefois le concept de soi plutôt que le sentiment d'efficacité personnelle et le concept de soi, en regard de la perception de compétences.

Le modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006) est composé de quatre sphères principales qui interagissent entre elles : l'environnement d'apprentissage, l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur, les émotions académiques et enfin, l'apprentissage/réussite/performances. À ces quatre sphères principales s'ajoutent les prédispositions individuelles affectives (p.ex. la génétique et le tempérament) et les prédispositions individuelles cognitives (p.ex. l'intelligence et les habiletés).

Pekrun (2006) propose une série de liens entre les diverses sphères du modèle (voir Figure 7)³⁰. Ces liens vont comme suit :

- l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur engendre les émotions académiques – le postulat de base du modèle (lien 1) (qui permet, avec les liens 2 et 3 qui suivent, de faire le parallèle avec l'hypothèse de l'interprétation);
- l'apprentissage/réussite/performances influencent l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur (lien 2);
- l'environnement d'apprentissage, notamment l'interaction entre l'apprenant, ses pairs, ses enseignants et ses parents, influence l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur (lien 3);

³⁰ La Figure 7 correspond à la Figure 4 de la section 2.4 de cette thèse.

- les émotions académiques agissent sur les ressources cognitives (dont la mémoire de travail), sur le choix des stratégies d'apprentissage (flexibles ou rigides), sur l'engagement/évitement, ce qui a un impact sur la réussite/performances (lien 4) (ce qui permet d'effectuer le parallèle avec l'hypothèse de l'interférence);
- les prédispositions individuelles cognitives (p.ex. l'intelligence et les habiletés) influencent l'apprentissage/réussite/performances (lien 5) (ce qui permet d'effectuer le parallèle avec l'hypothèse du déficit);
- les prédispositions individuelles affectives (p.ex. la génétique et le tempérament) influencent les émotions académiques (lien 6);
- l'apprentissage/réussite/performances influence les émotions (lien 7) et enfin,
- l'apprentissage/réussite/performances influence l'environnement (lien 8).

En s'appuyant sur les travaux de Meece et al. (1990) et Seegers et Boekaerts (1996), Pekrun (2006) suppose que l'ensemble des liens énoncés ci-haut sont invariants, selon le genre et selon la culture. Autrement dit, selon Pekrun, il n'y a pas d'effet de modération attendu des liens proposés, par le genre et par la culture.

Dans ce qui suit, nous présentons la piste, proposée par le Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006), afin d'expliquer la disparité d'anxiété mathématique, selon le genre.

Piste permettant d'expliquer la disparité d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles, selon le modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006)

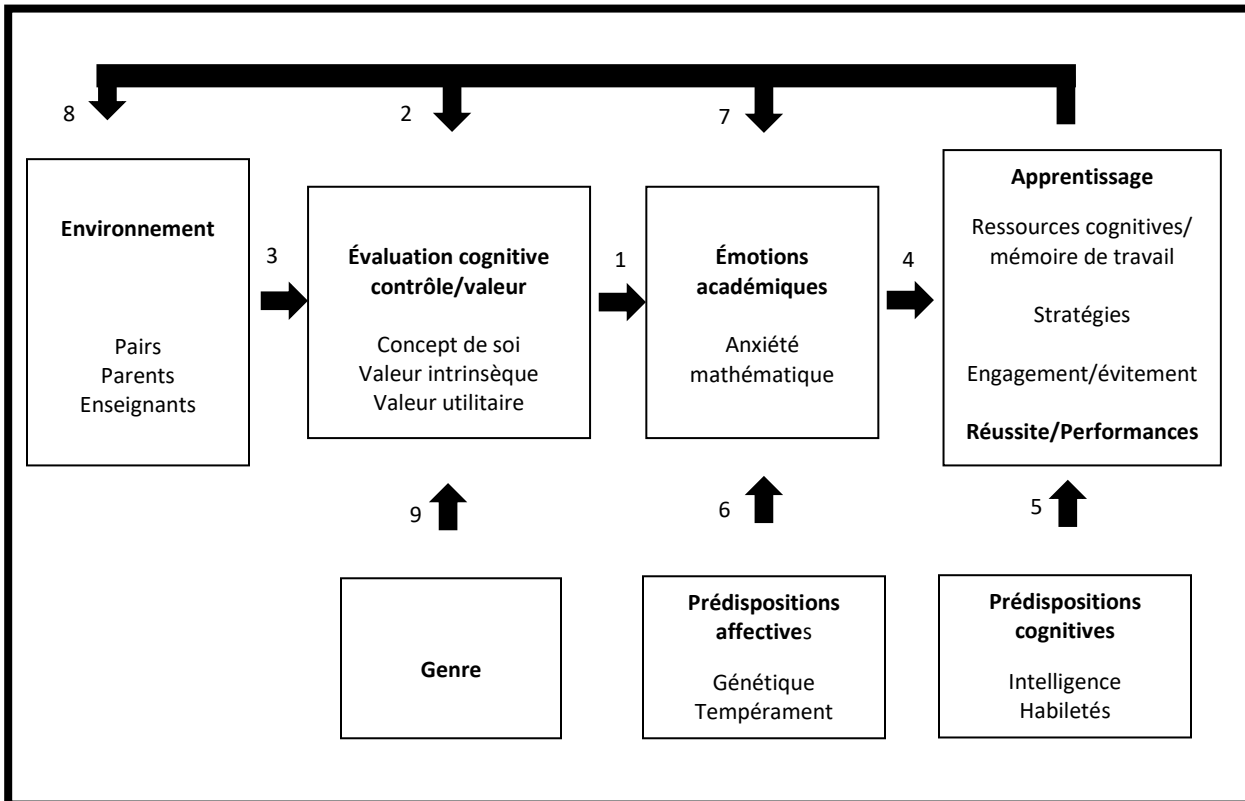
Selon le Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006), le genre influencerait directement l'évaluation cognitive du contrôle et de la valeur (lien 9, Figure 7) et à son tour, l'évaluation cognitive engendrerait les émotions académiques : l'anxiété mathématique, dans le cas qui nous occupe. Ainsi, la relation entre le genre et l'anxiété mathématique serait médiée par l'évaluation cognitive faite par l'apprenant, opérationnalisée par le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire.

Comme les liens entre le concept de soi, la valeur intrinsèque, la valeur utilitaire et l'anxiété mathématique sont présumés invariants selon le genre, si la médiation est complète, la disparité

d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles s'expliquerait par la disparité d'évaluation cognitive, selon le genre : un concept de soi en mathématiques, une valeur intrinsèque des mathématiques et une valeur utilitaire accordée aux mathématiques plus faibles chez les filles (Frenzel et al, 2007).

Figure 7

Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006).



Note. Modèle adapté de Pekrun (2006, p. 328).

Afin de vérifier empiriquement cette piste explicative, il est nécessaire de procéder en trois étapes : 1) vérifier s'il existe un écart dans le niveau moyen de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire, selon le genre, 2) vérifier si la relation entre le genre et l'anxiété mathématique est médiée complètement par le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire et 3) vérifier si les liens entre concept de soi, valeur intrinsèque, valeur utilitaire et anxiété mathématique sont invariants selon le genre. Il est attendu que ces liens soient négatifs entre le concept de soi, la valeur intrinsèque et l'anxiété mathématique, mais positif entre la valeur utilitaire et l'anxiété mathématique : un concept de soi plus faible serait associée à un

niveau d'anxiété mathématique plus élevé, une valeur intrinsèque plus faible serait associée à un niveau d'anxiété mathématique plus élevé et une valeur utilitaire plus faible serait associée à un niveau d'anxiété mathématique moins élevé (Pekrun, 2006, cité dans Henschel et Roick, 2017).

Lorsque les étapes 1), 2) et 3) sont vérifiées, il est adéquat d'affirmer que la disparité d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles s'explique par une disparité de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire, selon le genre. Dans ce qui suit, nous faisons état de résultats empiriques qui permettent de soutenir chacune de ces étapes.

En lien avec la première étape, plusieurs recherches (p.ex. Frenzel et al., 2007; Goetz et al., 2008; Goetz et al., 2013; Kyttälä et Björn, 2010; Meece et al., 1990; Mullis .et al., 2000), dont des méta-analyses (Hyde et al, 1990; Else-Quest et al., 2010), ont révélé des écarts entre les garçons et les filles en ce qui a trait au concept de soi, à la valeur intrinsèque et/ou à la valeur utilitaire des mathématiques. La méta-analyse de Hyde et al. (1990) a révélé que les filles ont tendance à rapporter un concept de soi en mathématiques plus faible que les garçons (avec une taille d'effet de 0,25), puis la méta-analyse d'Else-Quest et al. (2010) a montré que les filles ont tendance à rapporter un concept de soi, une valeur intrinsèque des mathématiques et une valeur utilitaire accordée aux mathématiques inférieures à celles des garçons (avec des tailles d'effet respectives de 0,33, 0,20, 0,24).

Les données du PISA de 2003 et de 2012 ont aussi permis de relever des écarts selon le genre, en ce qui a trait au concept de soi, à la valeur intrinsèque et à la valeur utilitaire. En effet, les filles de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 ont fait état d'un concept de soi, d'une valeur intrinsèque et d'une valeur utilitaire statistiquement plus faibles que les garçons, en moyenne, dans les pays de l'OCDE ($p < 0,05$). Il en a été de même au Canada. Les différences d'indices moyens observés au Canada entre les garçons et les filles (G-F), pour les trois concepts, ont été respectivement de 0,36 et 0,18 et 0,13 en 2003 et de 0,39, 0,23 et 0,13 en 2012 (des indices calibrés de manière à ce que la moyenne soit de 0 et l'écart type de 1, dans les pays de l'OCDE) (OCDE, 2005a, 2014b).

En contrôlant pour les performances antérieures, l'étude de Frenzel et al. (2007) a révélé des écarts statistiquement significatifs selon le genre pour les trois perceptions (avec des tailles

d'effet de 0,49, 0,31 et 0,02 pour le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire, respectivement). D'autres études ayant documenté spécifiquement les écarts de concept de soi selon le genre ont montré qu'à performance égale, les filles font état d'un concept de soi en mathématiques plus faible que les garçons, en moyenne (p.ex. Correll, 2001; Goldman et Penner, 2016; Mejía-Rodríguez et al., 2021).

En lien avec la deuxième étape, une étude menée par Frenzel et al. (2007) a montré que le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire médient complètement la relation entre le genre et l'anxiété mathématique. Pour ce faire, les auteurs ont procédé comme le propose Kenny et al. (1998, cité dans Frenzel et al., 2007) : ils ont montré qu'en ajoutant les trois perceptions comme variable indépendante, le coefficient de régression de la variable indépendante genre passe de statistiquement significatif à non significatif dans un modèle de régression multiple où l'anxiété mathématique est définie comme variable dépendante ($b = 0,13$, $p < 0,01$, pour la variable genre avant l'inclusion des trois perceptions et $b = 0$, après inclusion des trois perceptions). Une autre étude, celle de Kytälä et Björn (2010), a montré une médiation complète de la relation genre/anxiété mathématique via le concept de soi. Pour ce faire, les auteurs ont étudié les effets directs et les effets indirects entre les variables genre et anxiété mathématique par des analyses de liens structurels. Ils ont obtenu un coefficient de régression non-significatif pour l'effet direct de la variable genre sur l'anxiété mathématique (coefficient de régression standardisé de $-0,07$, $p = ,350$) et un coefficient de régression statistiquement significatif pour l'effet indirect du genre sur l'anxiété mathématique via le concept de soi (coefficient standardisé statistiquement significatif de $0,14$, $p < 0,05$). Cette étude n'a toutefois pas révélé de lien indirect significatif entre le genre et l'anxiété mathématique, via la valeur utilitaire.

En lien avec la troisième étape, l'étude de Frenzel et al. (2007) a montré, à partir d'analyses multigroupes, que les liens structurels entre le concept de soi, la valeur intrinsèque, la valeur utilitaire des mathématiques (variables indépendantes) et l'anxiété mathématique (variable dépendante) peuvent être considérés invariants selon le genre, tout en contrôlant pour les performances antérieures. Pour arriver à cette conclusion, ils ont comparé l'indice d'ajustement du chi-deux du modèle multigroupes non contraint (modèle dans lequel les paramètres de

régression sont libres de varier, entre le groupe fille et le groupe garçon) et celui du modèle multigroupes contraint (modèle dans lequel les paramètres sont forcés à l'égalité entre les deux groupes). Comme l'indice d'ajustement du chi-deux n'a pas varié de manière statistiquement significative en passant du modèle non contraint au modèle contraint, ils ont conclu que les liens peuvent être considérés invariants selon le genre ($\Delta\chi^2 = 4,93$, $ddl = 4$, $p = 0,29$). L'étude a aussi fait état d'un lien négatif entre le concept de soi en mathématiques et l'anxiété mathématique, d'un lien négatif entre la valeur intrinsèque et l'anxiété mathématique, puis d'un lien positif entre la valeur utilitaire et l'anxiété mathématique. L'étude de Kyttälä et Björn (2010) a aussi révélé, par des analyses multigroupes, que les liens structurels entre le concept de soi, la valeur utilitaire (variables indépendantes) et l'anxiété mathématique (variable dépendante) peuvent être considérés invariants selon le genre. Le lien concept de soi/anxiété mathématique s'est avéré négatif et le lien valeur utilitaire/anxiété mathématique s'est avéré positif.

Enfin, comme l'étude de Frenzel et al. (2007) a procédé aux vérifications des trois étapes, les auteurs ont conclu que les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons ayant participé à leur étude s'expliquent par les écarts de perception entre les filles et les garçons : un concept de soi en mathématiques, une valeur intrinsèque des mathématiques et une valeur utilitaire accordée aux mathématiques plus faibles chez les filles.

Dans le cadre de la présente recherche, nous souhaitons vérifier si la disparité d'anxiété mathématique observée entre les filles et les garçons francophones de 15 ans du Québec ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 s'explique par la disparité d'évaluation cognitive, selon le genre : un concept de soi, une valeur intrinsèque et une valeur utilitaire plus faibles chez les filles. Pour ce faire, nous définissons trois objectifs spécifiques de recherche :

OS 1 : Vérifier s'il existe une disparité de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire, selon le genre, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, en contrôlant pour les performances en mathématiques.

Hypothèse de recherche en lien avec OS1: les filles québécoises francophones rapportent un niveau plus faible de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire que les garçons québécois francophones, même en contrôlant pour les performances en mathématiques.

OS2 : Vérifier si la relation entre le genre et l'anxiété mathématique est médiée complètement par le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, en contrôlant pour les performances.

Hypothèse de recherche en lien avec OS2: le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire médient complètement la relation entre le genre et l'anxiété mathématique, en contrôlant pour les performances.

OS3 : Vérifier si les liens structurels entre le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire (variables indépendantes), puis l'anxiété mathématique (variable dépendante) sont invariants selon le genre, chez les élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

Hypothèse de recherche en lien avec OS3: les liens structurels sont invariants selon le genre. Les liens concept de soi/anxiété mathématique et valeur intrinsèque/anxiété mathématique sont négatifs, alors que le lien valeur utilitaire/anxiété mathématique est positif, en contrôlant pour les performances.

Mise en commun de OS1, OS2 et OS3 et hypothèse de recherche qui en découle : Si, pour les trois perceptions considérées, les filles ont un niveau moyen inférieur à celui des garçons, si le lien genre/anxiété mathématique est médié complètement par les trois perceptions et si les liens perceptions/anxiété mathématique sont invariants selon le genre, nous concluons que les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons francophones de 15 ans du Québec ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 s'expliquent par un concept de soi, une valeur intrinsèque et une valeur utilitaire plus faible, chez les filles. Le fait d'avoir contrôlé pour les performances nous permettra de nous assurer que les écarts observés ne sont pas dus simplement à des écarts de performances entre les garçons et les filles. L'hypothèse de recherche qui découle de la mise en commun des résultats OS1, OS2 et OS3 est la suivante : les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons s'expliquent par un concept de soi, une valeur intrinsèque et une valeur utilitaire plus faible, chez les filles.

5.3 Méthodologie

Les données analysées dans la présente recherche sont des données secondaires issues du PISA de 2003 et de 2012. Dans le cadre du PISA, l'OCDE a recours à des techniques d'échantillonnage, de collecte et d'analyse de données particulières. En effet, 1) les échantillons sont générés, dans chacun des pays participants, au moyen d'un plan d'échantillonnage dit *plan d'échantillonnage complexe* (*complexe sampling design*, p.ex. Lohr, 2019; Rutkovski et al., 2010; Stapleton, 2013; Skinner et Wakefield, 2017), plus précisément, un plan aléatoire stratifié en deux niveaux (des écoles sont sélectionnées au premier niveau et des élèves, nichés à l'intérieur de ces écoles, sont sélectionnés au deuxième niveau), 2) au moment de la collecte de données, un plan de collecte particulier appelé *devis en trois formes* (*Three-form design*, Graham et al., 1996) peut être mis en œuvre ; un tel plan a en effet été employé, dans le cadre du PISA 2012, au moment de documenter l'anxiété mathématique, notamment et 3) pour rendre compte du niveau d'habileté en mathématiques, l'OCDE fournit non pas une seule valeur mais plutôt cinq valeurs appelées *valeurs plausibles*.

Dans l'article 1 de cette thèse, nous avons présenté, dans le détail, ce qui est entendu par *plan d'échantillonnage complexe*, *devis en trois formes* et *valeur plausibles*. Nous y avons également présenté les techniques d'analyse à mettre en œuvre afin de traiter adéquatement ces trois considérations méthodologiques inhérentes aux enquêtes PISA. Le plan d'analyse présenté à la section 5.3.4 de cet article intègre les techniques recommandées dans le contexte. Au besoin, le lecteur est invité à consulter à nouveau l'article 1, pour de plus amples détails.

5.3.1 Échantillons

Les deux échantillons analysés dans la présente recherche sont : 1) le sous-échantillon d'élèves québécois en provenance d'écoles dont le français était la langue principale d'enseignement lors du PISA de 2003, issu de l'échantillon canadien du PISA de 2003 et 2) le sous-échantillon d'élèves québécois en provenance d'écoles dont le français était la langue principale d'enseignement lors du PISA de 2012, issu de l'échantillon canadien du PISA de 2012.

Le sous-échantillon de participants québécois francophones de 2003 est constitué de 2151 élèves de 15 ans, 1102 filles et 1049 garçons (51,2 et 48,8 %, respectivement, avec ou sans l'utilisation

des poids de sondage), provenant de 119 écoles. Le sous-échantillon de 2012 contient 2385 élèves de 15 ans, 1251 filles et 1134 garçons (52,5 % et 47,5%, respectivement, sans les poids de sondage, puis 50,9 % et 49,1 %, lorsque les données sont pondérées à l'aide des poids de sondage), en provenance de 109 écoles.

5.3.2 Procédures de collecte de données et aspects éthiques considérés

Lors des épreuves du PISA de 2003 et de 2012, les participants ont été invités à répondre à deux types de questionnaires : les épreuves cognitives et le questionnaire contextuel (OCDE, 2005b; OCDE, 2014c). Les épreuves cognitives, de type papier-crayon³¹, d'une durée de 120 minutes ont servi à évaluer la culture mathématique, la culture scientifique et la compréhension de l'écrit. Le questionnaire contextuel, de type papier-crayon, d'une durée de 30 minutes, a servi à documenter divers facteurs non-cognitifs liés aux performances dans les trois domaines évalués. Comme la culture mathématique a été identifiée comme domaine majeur d'évaluation lors de ces deux cycles, ce sont principalement des facteurs non-cognitifs liés aux performances en mathématiques qui ont été documentés, à ces occasions. C'est pour cette raison que le concept de soi en mathématiques, la valeur intrinsèque, la valeur utilitaire des mathématiques et l'anxiété mathématique ont figuré dans la liste des facteurs appréhendés.

Lors des enquêtes du PISA de 2003 et de 2012, le consentement écrit des parents a été exigé afin que les élèves puissent participer aux épreuves (dans l'ensemble des pays et économies où la réglementation en vigueur exigeait un tel consentement) (OCDE, 2005b; OCDE, 2014c). Par ailleurs, afin de mener la présente recherche, une demande de certification éthique a été soumise au Comité d'éthique de la recherche en éducation et en psychologie (CEREP) de l'Université de Montréal. Celle-ci a été acceptée et la présente recherche est considérée à faible risque pour les participants.

5.3.3 Variables étudiées et données analysées

Afin de répondre aux objectifs spécifiques de notre recherche, six variables sont analysées : le genre, les performances en mathématiques et quatre variables non-cognitives que sont le

³¹ En 2012, une épreuve cognitive informatisée a été introduite, mais les résultats analysés dans cette recherche sont ceux issus des épreuves papier-crayon.

concept de soi en mathématiques, la valeur intrinsèque des mathématiques, la valeur utilitaire accordée aux mathématiques et l'anxiété mathématique. Dans ce qui suit, les instruments de mesure employées en 2003 et en 2012, afin d'étudier chacune de ces variables, sont décrits.

Genre

En 2003 et en 2012, le PISA a documenté le genre des participants au moyen d'un item dichotomique³².

Performances en mathématiques

Depuis 2003, en mathématiques, le PISA s'intéresse à une compétence appelée « culture mathématique ». Cette compétence est définie comme « l'aptitude d'un individu à formuler, employer et interpréter des mathématiques dans un éventail de contextes, c'est-à-dire à raisonner en termes mathématiques et à utiliser des concepts, procédures, faits et outils mathématiques pour décrire, expliquer et prévoir des phénomènes. Elle aide les individus à comprendre le rôle que les mathématiques jouent dans le monde et à se comporter en citoyens constructifs, engagés et réfléchis, c'est-à-dire à poser des jugements et à prendre des décisions en toute connaissance de cause » (OCDE, 2014a, p.42).

Afin de rendre compte du niveau de compétence de chacun des participants en regard de la culture mathématique, le PISA fournit cinq valeurs plausibles³³. L'approche des valeurs plausibles est employée depuis 2000 par le PISA, afin de rendre compte du niveau d'habileté. L'OCDE calibre chacune des valeurs plausibles de manière à ce que la moyenne soit de 500, dans les pays de l'OCDE, et l'écart type de 100. Pour toute analyse impliquant le niveau d'habileté, les cinq valeurs plausibles doivent être combinées selon l'approche de Little et Rubin (2002). Cette méthode est intégrée au plan d'analyses présenté à la section 5.3.4.

³² L'item ST01Q03 en 2003 et l'item ST01Q04, en 2012.

³³ Dans les bases de données du PISA de 2003 et de 2012, les cinq valeurs sont identifiées par les variables PV1MATH, PV2MATH, PV3MATH, PV4MATH et PV5MATH.

Quatre variables non-cognitives

Sur la base de considérations théoriques et empiriques, quatre instruments de mesure ont été élaborés dans le cadre du PISA de 2003 et repris, de manière intégrale en 2012, afin d'appréhender le concept de soi en mathématiques, la valeur intrinsèque des mathématiques, la valeur utilitaire accordée aux mathématiques et l'anxiété mathématique (OCDE, 2005b; OCDE, 2014b, 2014c).

Pour chacun des quatre instruments, en 2003 et en 2012, à partir des réponses fournies par les participants, le PISA a calculé un indice. Pour ce faire, une généralisation du modèle de Rasch à un paramètre (Rasch, 1960), le modèle de crédit partiel (Masters et Wright, 1997, cité dans OCDE, 2014c) a été utilisé pour la mise à l'échelle de chacun des items de l'instrument, puis une estimation ponctuelle de l'indice a été dérivée sur la base « d'une estimation pondérée des réponses les plus vraisemblables (weighted likelihood estimate, WLE) (Warm, 1989) » (OCDE, 2014b, p.199). Ces indices ont été calculés et calibrés de manière à ce que la moyenne, dans les pays de l'OCDE, soit de 0 et l'écart type de 1.

Le Tableau 30 présente, pour chacune des quatre variables non-cognitives étudiées dans la présente recherche, le nom et la définition de l'indice telle que proposés par le PISA, le libellé des items de chacun des instruments, les qualités psychométriques de ces instruments, telles que documentées par l'OCDE lors du PISA de 2003 et de 2012, pour le Canada et enfin, les qualités psychométriques des quatre instruments telles que documentées, dans le cadre de la présente recherche, à partir des deux échantillons étudiés. Les indices d'ajustement issus des analyses factorielles confirmatoires (AFC) menées, tant par l'OCDE que dans le cadre présente recherche, indiquent un ajustement adéquat entre le modèle théorique sous-jacent aux instruments et les résultats empiriques, sauf les indices RMSEA qui dans certains cas révèlent un mauvais ajustement puisque supérieurs à 0,1 (Byrne, 2012). Comme la majorité des indices révèlent un bon ajustement, les valeur élevées de RMSEA ne compromettent pas l'usage des données. En outre, l'ensemble des indices de fidélité révèlent que les items sont fiables et que leur consistance interne est adéquate.

Comme notre premier objectif spécifique de recherche s'intéresse aux écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire en mathématiques, selon le genre, nous avons mené des analyses factorielles confirmatoires multigroupes (AFCMG, Bollen, 1989; Hayduk, 1987; Jöreskog, 1971; Sörbom, 1974) de manière à vérifier l'invariance métrique (égalité des coefficients de saturation du facteur, entre les groupes, pour chacun des items de l'instrument de mesure) et l'invariance scalaire (égalité des ordonnées à l'origine entre les groupes pour chacun des items) (Meredith, 1993; Widaman et Reise, 1997) de ces trois instruments, sur les échantillons de 2003 et de 2012.

En effet, bien que peu de recherche aient vérifié l'invariance métrique et scalaire des instruments de mesure de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire selon le genre, avant de comparer les moyennes observées entre les garçons et les filles, jusqu'à aujourd'hui, il est fortement recommandé de le faire avant de tirer quelque conclusion que ce soit lorsque que des moyennes sont comparées entre des groupes (Meredith, 1993; Steenkamp et Baumgartner, 1998; Steinmetz, 2011; Vandenberg et Lance, 2000). Cette vérification est nécessaire avant de conclure que les écarts moyes observés reflètent bien des écarts moyens du trait latent d'intérêt, puisqu'ils pourraient aussi refléter la non-invariance métrique et/ou la non-invariance scalaire, entre les groupes (voir Steinmetz, 2011 pour une explication détaillée). Toutefois, selon Steenkamp et Baumgartner (1998), Byrne et al. (1989) et Steinmetz (2011), l'invariance scalaire de deux items d'un instrument est une condition suffisante pour comparer des moyennes latentes.

Tableau 30

Instruments de mesure du concept de soi en mathématiques, de la valeur intrinsèque des mathématiques, de la valeur utilitaire des mathématiques et de l'anxiété mathématique, tels que proposés par le PISA en 2003 et en 2012.

Variable non-cognitive considérée dans la présente étude	Nom et définition de l'indice tels que proposés par le PISA de 2003 et de 2012	Items du questionnaire contextuel	Qualités psychométriques telles que documentées par l'OCDE en 2003 pour le Canada	Qualités psychométriques telles que documentées dans la présente recherche
Concept de soi en mathématiques	<p>Concept de soi en mathématiques (SCMAT)</p> <p>« [...]indice élaboré sur la base des réponses des élèves concernant la perception qu'ils ont de leurs compétences en mathématiques » (OCDE, 2014b, p.90).</p>	<p>Instrument de mesure constitué de 5 items de type Likert en 4 points</p> <p>Pensez à ce qui se passe quand vous étudiez les mathématiques. Dans quelle mesure êtes-vous d'accord avec les affirmations ci-dessous?</p> <p>1- Tout à fait d'accord 2- D'accord 3- Pas d'accord 4- Pas du tout d'accord</p> <p>1. Je ne suis tout simplement pas bon en mathématiques. 2. J'ai de bonnes notes en mathématiques. 3. J'apprends vite en mathématiques. 4. J'ai toujours pensé que les mathématiques sont une des matières où je suis le plus fort. 5. En cours de mathématiques, je comprends même les exercices les plus difficiles.</p>	<p>Indices d'ajustement issus des AFC modèle à 3 facteurs (ANXMAT, SCMAT, MATHEFF)</p> <p><i>RMSEA = 0,082</i> <i>RMR = 0,042</i> <i>CFI = 0,92</i> <i>TLI = 0,91</i></p> <p>Indice de fidélité $\alpha = 0,91$</p>	<p>Indices d'ajustement issus des AFC (modèle à 1 facteur)</p> <p>2003 : <i>RMSEA = 0,079</i> <i>SRMR = 0,019</i> <i>CFI = 0,983</i> <i>TLI = 0,966</i></p> <p>2012 : <i>RMSEA = 0,149</i> <i>SRMR = 0,015</i> <i>CFI = 0,970</i> <i>TLI = 0,970</i></p> <p>Indices de fidélité 2003: $\omega = 0,801$ 2012: $\omega = 0,770$</p>

Valeur	Motivation	Instrument de mesure constitué de	Indices d'ajustement issus des AFC	Indices d'ajustement issus des AFC (modèle à 1 facteur)
intrinsèque des mathématiques	intrinsèque à apprendre les mathématiques (INTMAT) « [...]indice élaboré sur la base des réponses des élèves indiquant s'ils aiment les mathématiques et travaillent dur en mathématiques parce qu'ils aiment bien la matière » (OCDE, 2014b, p.67)	4 items de type Likert en 4 points Pensez aux mathématiques. Dans quelle mesure êtes-vous d'accord avec les affirmations suivantes? 1- Tout à fait d'accord 2- D'accord 3- Pas d'accord 4- Pas du tout d'accord 1. J'aime bien lire des textes en mathématiques. 2. J'attends mes cours de mathématiques avec impatience. 3. Je fais des mathématiques parce que cela me plaît. 4. Je m'intéresse aux choses que j'apprends en mathématiques.	modèle à 2 facteurs : (INTMAT, INSTMOT) RMSEA = 0,096 RMR = 0,031 CFI = 0,97 TLI = 0,95 Indice de fidélité $\alpha = 0,91$	2003 : RMSEA = 0,101 SRMR = 0,007 CFI = 0,997 TLI = 0,990 2012 : RMSEA = 0,042 SRMR = 0,007 CFI = 0,977 TLI = 0,991 Indices de fidélité 2003: $\omega = 0,880$ 2012: $\omega = 0,875$
Valeur utilitaire des mathématiques	Motivation instrumentale à apprendre les mathématiques (INSTMOT) « [...]indice élaboré sur la base des réponses des élèves indiquant s'ils pensent que les mathématiques seront utiles lors de la poursuite de leurs études et dans leur carrière professionnelle » (OCDE, 2014b, p. 67)	4 items de type Likert en 4 points Pensez aux mathématiques. Dans quelle mesure êtes-vous d'accord avec les affirmations suivantes? 1- Tout à fait d'accord 2- D'accord 3- Pas d'accord 4- Pas du tout d'accord 1. Cela vaut la peine de faire des efforts en mathématiques car cela m'aidera dans le métier que je veux faire plus tard. 2. Pour moi, cela vaut la peine d'apprendre les mathématiques, car cela améliore mes chances de carrière professionnelle. 3. Les mathématiques sont une matière importante pour moi, parce qu'elles sont nécessaires pour les études que je veux faire plus tard. 4. En mathématiques, je vais apprendre beaucoup de choses qui m'aideront à trouver du travail.	Indices d'ajustement issus des AFC modèle à 2 facteurs (INTMAT, INSTMOT) RMSEA = 0,096 RMR = 0,031 CFI = 0,97 TLI = 0,95 Indice de fidélité $\alpha = 0,90$	Indices d'ajustement issus des AFC (modèle à 1 facteur) 2003 : RMSEA = 0,088 SRMR = 0,016 CFI = 0,987 TLI = 0,961 2012 : RMSEA = 0,184 SRMR = 0,013 CFI = 0,992 TLI = 0,977 Indices de fidélité 2003: $\omega = 0,888$ 2012: $\omega = 0,888$

Anxiété mathématique	Anxiété mathématique (ANXMAT)	Instrument de mesure constitué de 5 items de type Likert en 4 points	Indices d'ajustement issus des AFC modèle à 3 facteurs (ANXMAT, SCMAT, MATHEFF)	Indices d'ajustement issus des AFC (modèle à 1 facteur)
	« [...]indice élaboré sur la base des réponses des élèves concernant le stress et l'impuissance qu'ils peuvent ressentir face aux mathématiques. » (OCDE, 2014b, p.90)	Pensez à ce qui se passe quand vous étudiez les mathématiques. Dans quelle mesure êtes-vous d'accord avec les affirmations ci-dessous? 5- Tout à fait d'accord 6- D'accord 7- Pas d'accord 8- Pas du tout d'accord	RMSEA = 0,082 RMR = 0,042 CFI = 0,92 TLI = 0,91 Indice de fidélité $\alpha = 0,86$	2003 : RMSEA = 0,116 SRMR = 0,026 CFI = 0,982 TLI = 0,963 2012 : RMSEA = 0,140 SRMR = 0,032 CFI = 0,973 TLI = 0,946 Indices de fidélité 2003: $\omega = 0,800$ 2012: $\omega = 0,812$
		1. Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés en cours de mathématiques. 2. Je suis très tendu quand j'ai un devoir de mathématiques à faire. 3. Je deviens très nerveux quand je travaille à des problèmes de mathématiques. 4. Je me sens perdu quand j'essaie de résoudre un problème de mathématiques. 5. Je m'inquiète à l'idée d'avoir de mauvaises notes en mathématiques		

Note. AFC = analyses factorielles confirmatoires, *RMSEA* = racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (*Root-Mean Square Error of Approximation*), *RMR* = racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus (*Root Mean Square Residual*), *SRMR* = valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus (*Standardized Root Mean-Square Residual*), *CFI* = indice d'ajustement comparatif (*Comparative Fit Index*), *TLI* = indice de Tucker Lewis (*Tucker Lewis index*), α = coefficient alpha de Cronbach (1951), ω = coefficient omega de McDonald (1985, 1999). Des valeurs de *RMSEA* sous 0,05 indiquent un bon ajustement, puis des valeurs au-dessus de 0,1 sont interprétées comme un ajustement inacceptable. Des valeurs de *RMR* ou de *SRMR* sous 0,08 indiquent un bon ajustement et de moins de 0,10, un ajustement acceptable. Des valeurs de *CFI*, *NNFI* et *TLI* entre 0,9 et 0,95 indiquent un ajustement acceptable, puis des valeurs de *CFI*, *NNFI* et *TLI* supérieures à 0,95 indiquent un bon ajustement (Hu et Bentler, 1999). Les informations des colonnes 2 et 3 sont tirées de OCDE (2014b, p. 75,81, 97, 101). Les informations de la colonne 4 sont tirées de OCDE (2005b, p. 290, 291, 293, 294). Les informations de la colonne 5 proviennent d'analyses personnelles effectuées sur l'échantillon de 2003 et de 2012 de la présente recherche.

Pour vérifier l'invariance métrique et scalaire, nous avons procédé par étapes, en vérifiant d'abord l'invariance configurationnelle (égalité du nombre de facteurs et du nombre d'items), suivie de l'invariance métrique, puis de l'invariance scalaire, entre les groupes (Meredith, 1993; Widaman et Reise, 1997, Wang et Wang, 2020). En passant d'une étape à l'autre, nous avons étudié les changements (Δ) des indices d'ajustement suivant : l'indice d'ajustement comparatif (CFI pour *Comparative fit index*, Bentler, 1990), la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (RMSEA pour *Root mean square error of approximation*, Steiger, 1990) et la valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus (SRMR pour *Standardized Root Mean-Square Residual*, Bentler, 1995; Muthén, 1998-2004). Afin de conclure, nous avons suivi les recommandations de Chen (2007, p.501) : un $\Delta|CFI| \geq ,010$ auquel s'ajoute un $\Delta RMSEA \geq ,015$ ou un $\Delta SRMR \geq ,030$ entre le modèle non-contraint (modèle d'invariance configurationnelle) et le modèle où les coefficients de saturation du facteur sont contraints à l'égalité (modèle d'invariance métrique), entre les groupes pour chacun des items, indique de rejeter l'hypothèse de l'invariance métrique de la mesure, puis pour tester l'invariance scalaire, un $\Delta|CFI| \geq ,010$ auquel s'ajoute un $\Delta RMSEA \geq ,015$ ou un $\Delta SRMR \geq ,010$, entre le modèle d'invariance métrique et le modèle d'invariance scalaire indique de rejeter l'hypothèse d'invariance scalaire de la mesure.

Les résultats de ces analyses sont présentés dans le Tableau 31. Ceux-ci indiquent de ne pas rejeter l'hypothèse d'invariance métrique et l'hypothèse d'invariance scalaire de la mesure de valeur intrinsèque et de la mesure de valeur utilitaire des mathématiques, entre les filles et les garçons, pour 2003 et pour 2012. Toutefois, pour le concept de soi, les résultats de 2003 et de 2012 indiquent de rejeter l'hypothèse de l'invariance scalaire, entre les garçons et les filles.

L'étude des indices de modification nous a amené à relâcher la contrainte d'égalité sur l'ordonnée à l'origine de l'item 2, en 2003, puis à relâcher la contrainte d'égalité sur les ordonnées à l'origine des items 2 et 5, pour 2012. En procédant de la sorte, les variations d'indices d'ajustement se sont avérées acceptables (voir Tableau 31). De là, comme nous avons pu vérifier l'invariance scalaire de plus de deux items pour l'instrument de concept de soi, nous avons conclu qu'il est adéquat de comparer les moyennes entre les filles et les garçons, en regard de cette perception (Steenkamp et Baumgartner, 1998; Byrne et al., 1989; Steinmetz, 2011).

En 2012, l'OCDE a utilisé une procédure de rotation des items appelée devis en trois formes (*Three-form design*, Graham et al., 1996) afin de constituer trois formes de questionnaires contextuels, destinés aux élèves (OCDE, 2014c). Les quatre variables non-cognitives étudiées dans la présente recherche ont été visés par cette procédure. De ce fait, ces variables ont été documentées uniquement dans deux des trois formes de cahiers, ce qui a généré, pour ces instruments, un pourcentage élevé de données manquantes (au moins un tiers de données manquantes). Afin de traiter adéquatement ces données manquantes, une méthode adaptée est intégrée au plan d'analyse présenté à la section 5.3.4.

Tableau 31

Étude de l'invariance de la mesure de concept de soi en mathématiques, de valeur intrinsèque des mathématiques, de valeur utilitaire des mathématiques

Cycle du PISA	Variable non-cognitive étudiée	Type d'invariance de la mesure	CFI	RMSEA	SRMR	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR	
2003	Concept de soi	Configurationnelle	0,986	0,074	0,018				
		Métrique	0,982	0,072	0,046	-0,004	-0,002	0,028	
		Scalaire	0,963	0,090	0,064	-0,019	0,018	0,018	
		Relâchement de la contrainte item 2	0,976	0,075	0,052	-0,006	0,003	0,006	
	Valeur intrinsèque	Configurationnelle	0,997	0,044	0,009				
		Métrique	0,996	0,041	0,030	-0,001	-0,004	0,021	
		Scalaire	0,993	0,043	0,034	-0,003	0,002	0,004	
	Valeur utilitaire	Configurationnelle	0,989	0,077	0,015				
		Métrique	0,981	0,078	0,050	-0,008	0,001	0,035	
		Scalaire	0,970	0,081	0,040	-0,011	0,003	-0,010	
	2012	Concept de soi	Configurationnelle	0,995	0,042	0,013			
			Métrique	0,990	0,051	0,048	-0,005	0,009	0,035
Scalaire			0,966	0,082	0,070	-0,024	0,031	0,022	
Relâchement des contraintes items 2 et 5			0,986	0,056	0,049	-0,004	0,005	0,001	
Valeur intrinsèque		Configurationnelle	0,994	0,064	0,013				
		Métrique	0,989	0,063	0,045	-0,005	-0,001	0,032	
		Scalaire	0,980	0,072	0,063	-0,009	0,009	0,018	
Valeur utilitaire		Configurationnelle	0,995	0,052	0,011				
		Métrique	0,995	0,039	0,019	0,000	-0,013	0,008	
		Scalaire	0,994	0,036	0,018	-0,001	0,003	-0,001	

Note. CFI = indice d'ajustement comparatif (*Comparative Fit Index*), RMSEA = racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (*Root-Mean Square Error of Approximation*), SRMR = valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus (*Standardized Root Mean Square Residual*), Δ = changement.

Procédures ayant permis d'obtenir les données des échantillons de participants Québécois francophones du PISA de 2003 et de 2012

Pour 2012, la base de données internationale du PISA de 2012 a été téléchargée à partir de l'adresse <https://www.oecd.org/pisa/data/pisa2012database-downloadabledata.htm>³⁵. Pour 2003, comme le Canada avait décidé, à l'époque, de ne pas rendre public l'information relative à la province, dans la base de données internationale du PISA, une demande de renseignement a été soumise au Conseil des ministres de l'Éducation (Canada) (CMEC). Le CMEC nous a transmis la base de données de l'échantillon d'élèves québécois du PISA de 2003³⁶.

5.3.4 Analyses de données

5.3.4.1 Traitement des trois considérations méthodologiques inhérentes aux enquêtes PISA

Afin de traiter adéquatement la première considération méthodologique inhérente aux enquêtes PISA, le fait que les données à analyser sont issues d'un plan d'échantillonnage complexe, il est suggéré de se tourner vers l'une ou l'autre des deux approches de modélisation suivantes : l'approche orientée devis et l'approche orienté modèle. Stapleton (2013) préconise l'approche orientée devis lorsque la non-indépendance des observations, inhérente au plan d'échantillonnage complexe, est considérée davantage comme une nuisance que comme un élément à modéliser, ce qui s'avère être le cas dans la présente étude. En effet, dans notre recherche il est nécessaire de tenir compte du fait que les données ne peuvent être considérées indépendantes (les élèves sont nichés à l'intérieur des écoles). Toutefois, nous ne visons pas à modéliser la dépendance entre ces données (comparer le niveau moyen de concept de soi en mathématique entre les écoles, par exemple). De ce fait, dans la présente étude, nous privilégions l'approche orientée devis.

³⁴ Dans cette base de données, les participants canadiens ont été identifiés par la variable CNT=CAN, puis les participants québécois francophones ont été identifiés par la variable STRATUM = CAN0545 ou CAN0546 ou CAN0547.

³⁵ Dans cette base de données, les participants canadiens ont été identifiés par la variable CNT=CAN, puis les participants québécois francophones ont été identifiés par la variable STRATUM = CAN0545 ou CAN0546 ou CAN0547.

³⁶ Dans cette base de données, la variable lang_sector a permis d'identifier les participants québécois issus d'écoles francophones.

Conformément à ce que l'approche orientée devis préconise, pour toute estimation de paramètre, les observations des participants sont pondérées par les poids de sondage des élèves, des valeurs fournies dans les bases de données du PISA de 2003 et de 2012. En outre, afin d'estimer la variance de ces paramètres, les poids de sondage répliqués des élèves sont employés, des valeurs aussi fournies dans les bases de données du PISA de 2003 et de 2012³⁷.

Afin de traiter adéquatement la deuxième considération méthodologique inhérente aux enquêtes PISA (le fait que les données relatives aux variables non-cognitives issues du PISA de 2012 ont été recueillies à l'aide d'un devis en trois formes et comportent ainsi minimalement un tiers de données manquantes), la méthode de vraisemblance maximale (*Full information maximum likelihood, FIML*) est employée afin de procéder à l'ensemble des analyses. Enfin, de manière à traiter adéquatement la troisième considération méthodologique inhérente aux enquêtes PISA (le fait que le PISA utilise l'approche des valeurs plausibles afin de rendre compte de l'habileté), pour toutes estimations dans lesquelles les performances sont impliquées, l'approche de Little et Rubin (2002) est employée afin de combiner adéquatement les estimations faites avec chacune des cinq valeurs plausibles.

L'ensemble de analyses sont menées à l'aide du logiciel *Mplus* Version 8. Le logiciel *Mplus* Version 8 possède les particularités suivantes : 1) il prend en charge les poids de sondage et les poids de sondage répliqués des élèves, 2) il intègre la méthode de vraisemblance maximale (*Full information maximum likelihood, FIML*, Arbuckle, 1996; Little et Rubin, 2002) de manière à traiter adéquatement les données manquantes, « en conjonction avec l'estimateur ML » (traduction libre de Wang et Wang, 2020, p.47), l'estimateur de vraisemblance maximale et enfin, 3) il prend en charge les valeurs plausibles qu'il traite selon l'approche de Little et Rubin (2002). Pour traiter adéquatement le tout, *Mplus* Version 8 utilise l'estimateur *MLR*³⁸ (*Maximum likelihood robust*, Muthén et Muthén, 2017).

³⁷ Les poids de sondage des élèves sont identifiés par la variable *W_FSTUWT* dans ces bases de données, puis les poids de sondage répliqués par *W_FSTR1* à *W_FSTR80* (80 poids de sondage répliqués).

³⁸ « L'estimateur *MLR* est l'estimateur de vraisemblance maximale qui estime les paramètres, leur erreur type et la statistique du chi carré de manière à ce qu'ils soient robustes à la non-normalité et à la non-indépendance des observations lorsqu'utilisé avec *TYPE = COMPLEX*» [traduction libre] (Muthén et Muthén, 2017, p.668). *TYPE = COMPLEX* est utilisé ici car le plan d'échantillonnage est un plan d'échantillonnage complexe (voir l'article 1).

5.3.4.2 Plan d'analyse de données

Le plan d'analyse prévu afin de répondre à chacun de nos objectifs de recherche est défini dans ce qui suit.

Analyses permettant de répondre à l'OS 1

Afin de répondre à l'objectif spécifique 1, pour chacune des trois perceptions, un modèle de régression linéaire à deux covariables est employé. Ce modèle va comme suit :

$$Perception = \text{ordonnée à l'origine} + \beta_1 \cdot \text{genre} + \beta_2 \cdot \text{performances}. \quad (26)$$

Dans ce modèle, la variable genre est une variable dichotomique. $\widehat{\beta}_1$ estime, pour chacune des trois perceptions, l'écart moyen de cette perception selon le genre, en contrôlant pour les performances.

Pour les perceptions où l'écart selon le genre est statistiquement significatif, la taille d'effet est estimée au moyen du *d de Cohen*. En posant $\theta_{garçons}$ et θ_{filles} , la moyenne de la perception chez les garçons et chez les filles, *d* s'obtient par la formule

$$d = \frac{\widehat{\theta}_{filles} - \widehat{\theta}_{garçons}}{\sqrt{\frac{\sigma_{\widehat{\theta}_{filles}}^2 + \sigma_{\widehat{\theta}_{garçons}}^2}{2}}} = \frac{\widehat{\beta}_1}{\sqrt{\frac{\sigma_{\widehat{\theta}_{filles}}^2 + \sigma_{\widehat{\theta}_{garçons}}^2}{2}}}, \quad (27)$$

avec $\frac{\sigma_{\widehat{\theta}_{filles}}^2 + \sigma_{\widehat{\theta}_{garçons}}^2}{2}$, la variance résiduelle du coefficient de régression de la variable genre dans le modèle de régression à une seule covariable suivant (Feingold, 2019) :

$$Perception = \text{ordonnée à l'origine} + \beta \cdot \text{genre}. \quad (28)$$

Analyses permettant de répondre à OS2

Afin de répondre à l'objectif spécifique 2 et ainsi vérifier si la relation entre le genre et l'anxiété mathématique est médiée complètement par le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, en contrôlant pour les performances, le lien direct entre le genre et l'anxiété mathématique et le lien indirect entre le genre et l'anxiété mathématique via le concept de soi, la valeur

intrinsèque et la valeur utilitaire sont étudiés au moyen d'analyse de liens structurels (p.ex. Byrne, 2012; Kline, 2016; Wang et Wang, 2020). Un lien direct non significatif et un lien indirect statistiquement significatifs nous amènent à conclure que les perceptions médient complètement le lien entre le genre et l'anxiété mathématique. Un lien direct significatif et un lien indirect significatif nous amènent à conclure que les perceptions médient partiellement le lien entre le genre et l'anxiété mathématique.

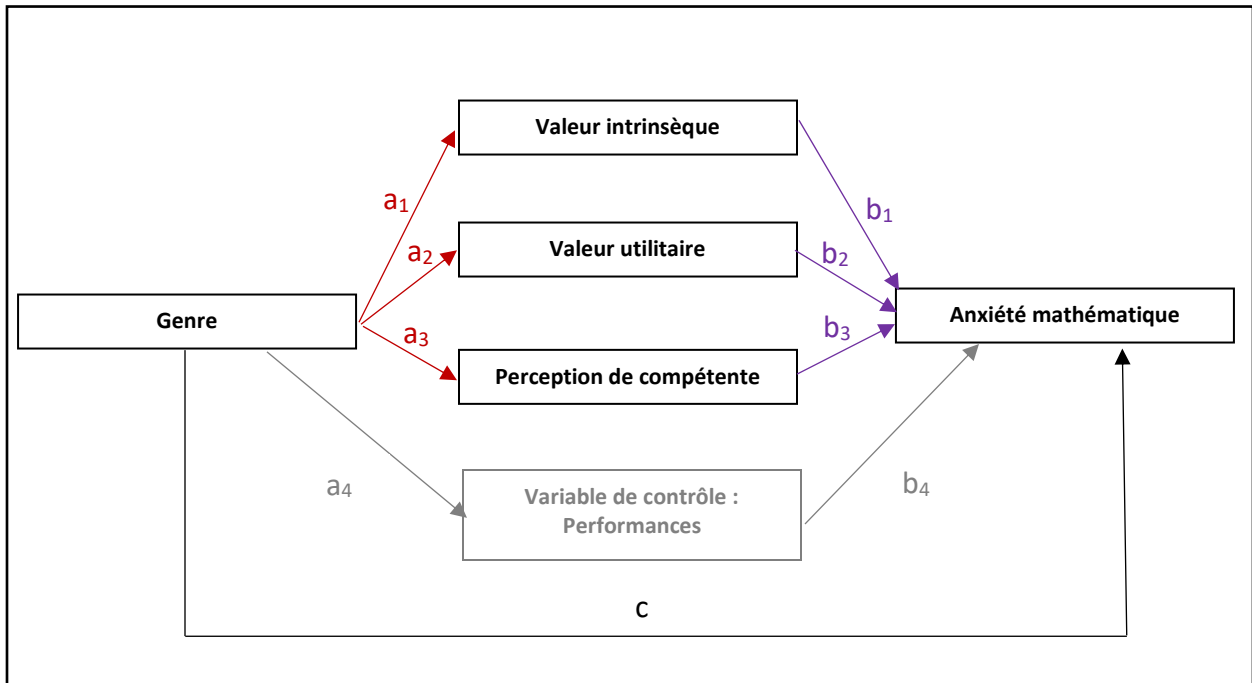
Afin de vérifier si le lien indirect est significatif, un intervalle de confiance à 95 % est fourni. Un intervalle de confiance est aussi fourni pour chacun des liens indirects spécifiques, à savoir le lien genre/anxiété mathématique via la valeur intrinsèque, le lien genre/anxiété mathématique via la valeur utilitaire, le lien genre/anxiété mathématique via le concept de soi et le lien genre/anxiété mathématique via les performances. Les intervalles de confiance fournis tiennent compte du fait que la distribution des paramètres estimés peut être non normale. En conséquence, ils ne sont pas nécessairement symétriques autour du paramètre estimé (Muthén et Muthén, 2017, p.613). La Figure 8 propose une représentation des liens étudiés afin de répondre à l'objectif spécifique 2 (elle montre également le parallèle avec la Figure 7).

Comme l'analyse de ces liens implique la variable anxiété mathématique comme variable dépendante, il est nécessaire de vérifier l'invariance métrique de la mesure d'anxiété mathématique (Wang et Wang, 2020). Cette procédure a été effectuée dans l'article 2³⁹. Les résultats ont suggéré de ne pas rejeter l'hypothèse d'invariance métrique.

³⁹ Pour comparer des moyennes latentes, il est nécessaire de vérifier l'invariance scalaire de l'instrument de mesure. Lorsque des variables latentes sont impliquées dans un modèle de régression linéaire, il est nécessaire de vérifier leur invariance métrique.

Figure 8

Lien direct et indirects spécifiques tels qu'étudiés afin de répondre à l'objectif spécifique 2



Note. c représente le lien direct entre le genre et l'anxiété mathématique, les liens indirects spécifiques sont donnés par les produits suivants : $a_1 * b_1$, $a_2 * b_2$, $a_3 * b_3$ et $a_4 * b_4$. Le lien indirect entre le genre et l'anxiété mathématique est donné par la somme $a_1 * b_1 + a_2 * b_2 + a_3 * b_3 + a_4 * b_4$.

Analyses permettant de répondre à OS 3

Afin d'étudier l'invariance des liens structurels entre les trois perceptions et l'anxiété mathématique, selon le genre, en contrôlant pour les performances, des analyses de liens structurels multigroupes sont menées (p.ex. Byrne, 2012; Wang et Wang, 2020). Pour ce faire, une démarche en trois étapes est effectuée. Dans un premier temps, nous étudions la qualité de l'ajustement du modèle non contraint, celui où les coefficients de régression sont libres de varier selon le genre. Dans un second temps, nous étudions la qualité de l'ajustement du modèle multigroupes contraint, celui dans lequel les coefficients de régression sont contraints à l'égalité dans les deux groupes. À chacune de ces deux étapes, afin de juger de la qualité de l'ajustement global des données au modèle proposé, nous utilisons les indices suivants : racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (*RMSEA*, *Root mean square error of approximation*, Steiger, 1990), l'indice d'ajustement comparatif (*CFI*, *Comparative fit index*,

Bentler, 1990), l'indice de Tucker Lewis (*TLI*, *Tucker-Lewis index*, Bentler et Bonett, 1980; Tucker et Lewis, 1973) et la valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus (*SRMR*, *Standardized Root Mean-Square Residual*, Bentler, 1995; Muthén, 1998-2004). Les balises d'interprétation utilisées sont celles proposées par Hu et Bentler (1999) qui stipulent qu'une valeur de *RMSEA* inférieure à 0,05, des valeurs de *CFI* et de *TLI* supérieures à 0,95 et une valeur de *SRMR* inférieure à 0,08 indiquent un bon ajustement.

À l'étape 3, afin de vérifier l'hypothèse de l'invariance des liens structurels, nous comparons la qualité de l'ajustement entre le modèle non contraint et le modèle contraint. Pour ce faire, nous utilisons la différence de l'indice d'ajustement comparatif (ΔCFI) et concluons qu'il n'y a pas lieu de rejeter l'hypothèse d'invariance lorsque la diminution de *CFI* est de moins de 0,01 entre les deux modèles nichés⁴⁰ (Cheung et Rensvold, 2002; Wang et Wang, 2020).

5.4 Résultats

Les statistiques descriptives des six variables étudiées dans l'échantillon de 2003 et dans l'échantillon de 2012, de même que les pourcentages de données manquantes pour chacune de ces variables sont présentés à l'Annexe C de la thèse.

5.4.1 Résultats en lien avec l'objectif spécifique 1

Le Tableau 32 montre les paramètres de régression de la variable genre dans chacun des modèles de régression à deux covariables (équation 26 section 5.3.4.2) effectués, de même que les tailles d'effet associées telles que calculées à partir du modèle à une covariable (équation 28 section 5.3.4.2). Les résultats montrent, dans un premier temps, que les filles québécoises francophones ont fait état d'un niveau moyen de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire

⁴⁰ En général, lorsque l'estimateur de vraisemblance maximale robuste (*MLR*) est employé, un test sur la différence de chi carré par la méthode de Satorra-Bentler (Scaled Chi-Square Difference Test, Satorra et Bentler, 2001), entre le modèle multigroupes non contraint et le modèle multigroupes contraint est effectuée afin de vérifier l'invariance de deux modèles nichés. Toutefois, ce test n'a pu être mené dans la présente recherche vu l'utilisation des valeurs plausibles (les facteurs de correction fournis par *Mplus* pour effectuer un test sur la différence de chi carré par la méthode de Satorra-Bentler ne sont pas disponibles lorsque des données imputées sont analysées). Le test sur la différence de chi carré par la méthode de Satorra-Bentler aurait aussi été d'une utilité limitée dans la présente recherche, vu sa grande sensibilité à la taille d'échantillon (p.ex. Kline, 2016).

statistiquement inférieur à celui des garçons québécois francophones, en 2003 et en 2012, en contrôlant pour les performances (avec $p < ,10$). Ces résultats confirment l'hypothèse de recherche évoquée en lien avec OS1.

En outre, tout comme l'ont révélé des recherches antérieures (Else-Quest et al., 2010; Frenzel et al., 2007; OCDE, 2005a, 2014b), nos résultats montrent que les garçons et les filles diffèrent davantage en regard du concept de soi qu'en regard de la valeur intrinsèque et de la valeur utilitaire accordée aux mathématiques (tailles d'effet de 0,32 et 0,22 pour le concept de soi et des tailles d'effet entre 0,10 et 0,17 pour la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire, pour 2003 et 2012).

5.4.2 Résultats en lien avec l'objectif spécifique 2

Afin de vérifier si la relation entre le genre et l'anxiété mathématique est médiée complètement par le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, en contrôlant pour les performances, nous avons étudié les liens direct et indirect entre le genre et l'anxiété mathématique pour 2003 et 2012. Le Tableau 33 fait état des résultats obtenus.

Les résultats montrent, qu'à la fois en 2003 et en 2012, le lien direct et le lien indirect entre le genre et l'anxiété mathématique se sont avérés statistiquement significatifs, en contrôlant pour les performances. De là, nous déduisons que la médiation de la relation genre/anxiété mathématique par les trois perceptions est partielle, plutôt que complète, comme le stipulait l'hypothèse de recherche en lien avec OS2.

Le coefficient de régression du lien indirect s'est toutefois avéré supérieur à celui du lien direct, aux deux cycles étudiés. En effet, en 2003, le lien indirect a compté pour 69,2 % du lien total et en 2012, il a compté pour 65,3 %. Parmi les trois liens indirects spécifiques étudiés, toutefois, seul le lien indirect genre/anxiété mathématique via le concept de soi s'est avéré significatif, en 2003 et en 2012. En effet, alors que les intervalles de confiance à 95 % des trois autres liens indirects spécifiques incluent la valeur de 0, le lien indirect spécifique genre/anxiété mathématique via le concept de soi n'inclut pas la valeur de 0.

5.4.3 Résultats en lien avec l'objectif spécifique 3

Les Tableaux 34 et 35 montrent les résultats des analyses multigroupes menées afin de vérifier si les liens structurels entre concept de soi, valeur intrinsèque, valeur utilitaire et anxiété mathématique peuvent être considérés invariants, selon le genre.

Le Tableau 34 montre, pour 2003 et pour 2012, que le modèle multigroupes non contraint s'ajuste parfaitement aux données. Le Tableau 35 montre, pour 2003 et pour 2012, que le modèle contraint rend compte d'un bon ajustement. Comme le changement de valeur de *CFI* entre le modèle non contraint et le modèle contraint est de moins de 0,01 pour 2003 et pour 2012, nous concluons que les liens structurels entre concept de soi, valeur intrinsèque, valeur utilitaire et anxiété mathématique peuvent être considérés invariants selon le genre.

En outre, les valeurs de paramètres obtenues dans le modèle contraint, pour 2003 et pour 2012, révèlent que le lien invariant valeur intrinsèque/anxiété mathématique est non significatif contrairement à ce qui était proposé dans l'hypothèse de recherche en lien avec l'objectif spécifique 3. Toutefois, conformément à cette hypothèse de recherche, le lien invariant valeur utilitaire/anxiété mathématique s'est avéré positif et le lien invariant concept de soi/anxiété mathématique s'est avéré négatif.

La mise en commun des résultats obtenus en réponse aux objectifs spécifiques 1, 2 et 3 nous amènent à conclure qu'en 2003 et en 2012, la relation entre le genre et l'anxiété mathématique est médiée par le concept de soi et que cette médiation est partielle. Il était attendu, selon l'hypothèse de recherche stipulée, que la médiation soit complète et que les trois perceptions médient la relation genre/anxiété mathématique.

Ainsi, en 2003, 69,2% des écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 s'expliquent par les écarts de concept de soi entre les filles et les garçons. En 2012, ce pourcentage s'élève à 65,3 %. Le modèle de 2003 explique 43,2 % de la variance de l'anxiété mathématique et le modèle de 2012 en explique 47,2 %.

L'invariance des liens structurels nous amènent à conclure que chez les garçons comme chez les filles, une augmentation d'une unité de l'indice de concept de soi diminue l'indice d'anxiété mathématique d'environ $2/3$ d'écart type, soit 0,601 en 2003 et 0,660 en 2012, et qu'une augmentation d'une unité de l'indice de valeur utilitaire augmente l'indice d'anxiété mathématique de 0,078 et 0,070, soit environ $7/100$ d'écart type en 2003 et 2012, respectivement (puisque ces indices sont calibrés de manière à ce que l'écart type soit de 1, dans les pays de l'OCDE)

Tableau 32

Écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire, selon le genre, observés chez les élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 et tailles d'effets associées

Variable	2003 Écarts selon le genre (garçons – filles)				2012 Écarts selon le genre (garçons – filles)			
	$\hat{\beta}_1$	Er.t.	p	d	$\hat{\beta}_1$	Er.t.	p	d
SCMAT	0,31	0,05	< ,001	0,32	0,37	0,06	< ,001	0,22
INTMAT	0,14	0,041	< ,001	0,15	0,16	0,05	< ,001	0,17
INSTMOT	0,10	0,047	0,028	0,11	0,10	0,06	0,092	0,10

Note. $\hat{\beta}_1$ = coefficient de régression non standardisé estimé de la variable genre dans le modèle de régression donné par $Perception = \beta_1 \cdot genre + \beta_2 \cdot performances$ avec la référence genre = 0 pour fille; Er.t. = erreur type du coefficient de régression β_1 ; p = valeur p ; d = taille d'effet; SCMAT = concept de soi en mathématiques; INTMAT = valeur intrinsèque des mathématiques; INSTMOT = valeur utilitaire des mathématiques.

Tableau 33

Résultats des liens direct et indirects pour 2003 et 2012, en contrôlant pour les performances

LIEN(S)		2003					2012				
		Coeff.	Er.t.	p	% T	i.c.	Coeff.	Er.t.	p	% T	i.c.
TOTAUX	GENRE → ANXMAT										
	GENRE → INTMAT → ANXMAT										
	GENRE → INSTMOT → ANXMAT	-0,328	0,051	<,05	100,0 %		-0,418	0,053	<,05	100,0 %	
	GENRE → SCMAT → ANXMAT										
	GENRE → PV → ANXMAT										
DIRECT	GENRE → ANXMAT (c)	-0,101	0,039	<,05	30,8 %		-0,145	0,041	<,05	34,7 %	
INDIRECT	GENRE → INTMAT → ANXMAT										
	GENRE → INSTMOT → ANXMAT	-0,227	0,033	-	69,2 %	[-0,292; -0,161]	-0,273	0,036	-	65,3 %	[-0,332; -0,190]
	GENRE → SCMAT → ANXMAT										
	GENRE → PV → ANXMAT										
INDIRECTS SPÉCIFIQUES	GENRE → INTMAT → ANXMAT (a ₁ + b ₁)	0,001	0,005	-	0,0 %	[-0,010; 0,011]	0,014	0,010	-	0,0 %	[-0,006; 0,034]
	GENRE → INSTMOT → ANXMAT (a ₂ + b ₂)	0,010	0,005	-	0,0 %	[0,000; 0,020]	0,008	0,006	-	0,0 %	[-0,003; 0,020]
	GENRE → SCMAT → ANXMAT (a ₃ + b ₃)	-0,227	0,035	-	69,2 %	[-0,295; -0,159]	-0,285	0,040	-	65,3 %	[-0,362; -0,207]
	GENRE → PV → ANXMAT (a ₄ + b ₄)	-0,010	0,007	-	0,0 %	[-0,024; 0,004]	-0,011	0,007	-	0,0 %	[-0,226; -0,064]
COMPOSITION LIENS INDIRECTS SPÉCIFIQUES	GENRE → INTMAT (a ₁)	0,156	0,043	<,05			0,199	0,046	<,05		
	GENRE → INSTMOT (a ₂)	0,116	0,047	<,05			0,126	0,058	<,05		
	GENRE → SCMAT (a ₃)	0,340	0,046	<,05			0,391	0,048	<,05		
	GENRE → PV (a ₄)	0,076	0,053	0,154			0,134	0,056	<,05		
	INTMAT → ANXMAT (b ₁)	0,005	0,034	0,876			0,071	0,052	,170		
	INSTMOT → ANXMAT (b ₂)	0,085	0,026	<,05			0,066	0,040	,097		
	SCMAT → ANXMAT (b ₃)	-0,668	0,030	<,05			-0,728	0,036	<,05		
	PV → ANXMAT (b ₄)	-0,135	0,021	<,05			-0,079	0,028	<,05		

Note. Les couleurs correspondent à celles employées dans la Figure 8. Genre = 0 pour fille, *Coeff.* = coefficient de régression standardisés par rapport à y, *Er.t.* = erreur type, p = valeur p, %T = pourcentage de l'effet total, i.c. = intervalle de confiance à 95 %, SCMAT = concept de soi en mathématiques, INTMAT = valeur intrinsèque en mathématiques, INSTMOT = valeur utilitaire en mathématiques, ANXMAT = anxiété mathématique. Pour 2003, le pourcentage de variation expliquée par le modèle et les indices d'ajustement des données au modèle: $R^2 = 43,2\%$, $RMSEA = 0,000$, $CFI = 1,000$, $TLI = 1,000$, $SRMR = 0,000$. Pour 2012, le pourcentage de variation expliquée par le modèle et les indices d'ajustement sont $R^2 = 47,2\%$, $RMSEA = 0,000$, $CFI = 1,000$, $TLI = 1,000$, $SRMR = 0,000$.

Tableau 34

Résultats du modèle multigroupes non contraint pour 2003 et pour 2012

Variables indépendantes	2003						2012					
	Filles			Garçons			Filles			Garçons		
	Coeff.	Er.t.	<i>p</i>	Coeff.	Er.t.	<i>p</i>	Coeff.	Er.t.	<i>p</i>	Coeff.	Er.t.	<i>p</i>
INTMAT	-0,043	0,031	0,162	0,049	0,047	0,292	-0,033	0,054	0,538	0,159	0,060	0,008
INSTMOT	-0,080	0,024	0,001	0,071	0,035	0,043	0,108	0,044	0,013	0,005	0,055	0,926
SCMAT	-0,607	0,029	< 0,001	-0,580	0,047	< 0,001	-0,612	0,042	< 0,001	-0,716	0,045	<0,001
PERFORMANCES	-0,001	0,000	< 0,001	-0,001	0,000	< 0,001	-0,001	0,000	0,016	-0,001	0,000	0,049
<i>R</i> ²	53,3 %			37,2 %			50,7 %			45,3 %		
Indices d'ajustement	<i>RMSEA</i> = 0,000 <i>CFI</i> = 1,000 <i>TLI</i> = 1,000 <i>SRMR</i> = 0,000						<i>RMSEA</i> = 0,000 <i>CFI</i> = 1,000 <i>TLI</i> = 1,000 <i>SRMR</i> = 0,000					

Note. Coeff. = coefficient de régression non standardisés, Er.t. = erreur type, *p* = valeur *p*, *R*² = pourcentage de variation expliquée par le modèle, INTMAT = valeur intrinsèque en mathématiques, INSTMOT = valeur utilitaire en mathématiques, SCMAT = concept de soi en mathématiques, *RMSEA* = racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation, *CFI* = indice d'ajustement comparatif, *TLI* = indice de Tucker et Lewis, *SRMR* = valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus.

Tableau 35

Résultats du modèle multigroupes contraint pour 2003 et pour 2012

Variables indépendantes	2003						2012					
	Filles			Garçons			Filles			Garçons		
	<i>Coeff.</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>Coeff.</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>Coeff.</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>	<i>Coeff.</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
INTMAT	-0,002	0,028	0,945	-0,002	0,028	0,945	0,055	0,046	0,243	0,055	0,046	0,243
INSTMOT	0,078	0,020	< 0,001	0,078	0,020	< 0,001	0,070	0,034	0,041	0,070	0,034	0,041
SCMAT	-0,601	0,024	< 0,001	-0,601	0,024	< 0,001	-0,660	0,031	< 0,001	-0,660	0,031	< 0,001
PERFORMANCES	-0,001	0,000	< 0,001	-0,001	0,000	< 0,001	-0,001	0,000	0,003	-0,001	0,000	0,003
R^2	51,1 %			40,3 %			51,9 %			42,3 %		
Indices d'ajustement	<i>RMSEA</i> = 0,028 <i>CFI</i> = 0,996 <i>TLI</i> = 0,991 <i>SRMR</i> = 0,017 $\Delta CFI = 1 - 0,996 = 0,004$						<i>RMSEA</i> = 0,033 <i>CFI</i> = 0,994 <i>TLI</i> = 0,989 <i>SRMR</i> = 0,015 $\Delta CFI = 1 - 0,994 = 0,006$					

Note. *Coeff.* = coefficient de régression non standardisés, *Er.t.* = erreur type, *p* = valeur p, R^2 = pourcentage de variation expliquée par le modèle, INTMAT = valeur intrinsèque en mathématiques, INSTMOT = valeur utilitaire en mathématiques, SCMAT = concept de soi en mathématiques, *RMSEA* = racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation, *CFI* = indice d'ajustement comparatif, *TLI* = indice de Tucker et Lewis, *SRMR* = valeur standardisée de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des résidus, ΔCFI = changement de l'indice d'ajustement comparatif entre le modèle contraint et le modèle non contraint.

5.5 Discussion

L'objectif général du présent article visait à identifier des facteurs qui pourraient permettre d'expliquer la disparité d'anxiété mathématique observée, selon le genre, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012, et qui auraient le potentiel, à terme, de réduire ces écarts. Pour ce faire, la piste proposée par le Modèle du contrôle et de la valeur pour les de Pekrun (2006) a été retenue. Conformément à ce que propose cette piste, nous avons émis l'hypothèse que les écarts d'anxiété mathématique selon le genre puissent s'expliquer par des écarts de perceptions de compétence, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire entre les garçons et les filles. Afin de vérifier cette hypothèse, nous avons énoncé et vérifié trois objectifs spécifiques de recherche.

En combinant les résultats obtenus en réponse à ces trois objectifs, il ressort que la disparité d'anxiété mathématique selon le genre, observée chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 peut s'expliquer par un concept de soi en mathématiques plus faible chez les filles que chez les garçons et la présence d'un lien direct genre/anxiété mathématique négatif. Les écarts de concept de soi expliquent la majeure portion des écarts d'anxiété mathématique : 69,2% en 2003 et 65,3 % en 2012.

Ces conclusions ont des implications scientifiques et pratiques importantes. En effet, dans un premier temps, la présence du lien direct invite à se pencher sur les facteurs qui, en plus du concept de soi, de la valeur intrinsèque et de la valeur utilitaire, pourraient expliquer les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons. Justement, la piste proposée par le modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) n'est pas la seule, évoquée dans les écrits, afin d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique selon le genre. En effet, des facteurs qui réfèrent aux composantes prédispositions affectives et prédispositions cognitives du Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun pour les émotions académiques (2006) sont mis en cause pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons.

En regard des prédispositions individuelles affectives, certains auteurs ont proposé que la disparité d'anxiété mathématique selon le genre pourrait s'expliquer par des différences dans le

niveau moyen d'anxiété ressenti par les garçons et par les filles (p.ex. Dowker et al., 2016; Frenzel et al., 2007; Hill et al., 2016). En effet, des études indiquent que les filles ont un niveau moyen d'anxiété générale supérieur aux garçons (p.ex. Feingold, 1994; Costa et al., 2001; Chapman et al., 2007) et une prévalence de troubles anxieux plus élevée que les garçons (p.ex. McLean et al., 2011). À cet égard, Szczygiel (2020) a montré, auprès d'élèves de 1^{re} et 2^e année du primaire, que l'anxiété générale médie la relation entre le genre et l'anxiété mathématique. L'auteure a conclu que les filles pourraient se dire davantage anxieuses à l'égard des mathématiques parce que leur niveau d'anxiété générale est supérieur à celui des garçons, en moyenne.

En regard des prédispositions cognitives, et en lien avec l'hypothèse du déficit (voir section 5.2.1), des recherches menées par Delage et al. (2022), Ferguson et al. (2015), Gibeau et al., (2023), Maloney et al. (2012) et Sokolowski et al. (2019), auprès de populations adultes, révèlent qu'une disparité d'habileté spatiale entre les hommes et les femmes pourrait expliquer, à tout le moins en partie, les écarts d'anxiété mathématique observés selon le genre. En effet, ces auteurs ont montré que l'habileté spatiale médie la relation entre le genre et l'anxiété mathématique

Comme ces divers facteurs en lien avec les prédispositions cognitives et les prédispositions affectives du Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun pour les émotions académiques (2006) n'ont pas été documentés lors des épreuves du PISA et qu'en conséquence, ils n'ont pas été étudiés dans le contexte de la présente recherche, il serait des plus pertinent que ceux-ci soient explorés ou à tout le moins considérés, à titre de covariables, dans le cadre de recherche futures visant à expliquer la disparité d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles via le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire des mathématiques. Parallèlement, le fait que les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons francophones du Québec s'expliquent en grande partie par un concept de soi en mathématique plus faible chez les filles que chez les garçons, en moyenne, invite d'un point de vue pratique, à faire du concept de soi un levier d'intervention incontournable en vue de réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons.

De ce fait, ci-après, nous nous intéressons aux principaux facteurs qui sous-tendent les écarts de concept de soi entre les filles et les garçons. De ces facteurs, nous déduisons des

recommandations en vue de réduire les écarts de concept de soi observés entre les garçons et les filles et ainsi, réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons.

Sources des écarts de concept de soi selon le genre et recommandations visant à les réduire

Les stéréotypes de genre en mathématiques sont fortement mis en cause pour expliquer les écarts de concept de soi, selon le genre (p.ex. Ertl et al., 2017; Makarova et al., 2019; Rossi et al., 2022). En effet, des études ont révélé qu'à compétence égale, les filles qui adhèrent aux stéréotypes de genre en mathématiques font état d'un concept de soi en mathématiques plus faible (Ertl et al., 2017; Guimond et Roussel, 2001). Au contraire, les garçons qui adhèrent aux stéréotypes de genre en mathématiques révèlent un concept de soi plus élevé (Rossi et al., 2022).

Les personnes significatives (parents et enseignants) joueraient un rôle clé en regard de la transmission implicite et explicite des stéréotypes de genre (p.ex. Ertl et al. 2017). En effet, en plus d'être susceptibles de transmettre explicitement ces croyances (Gunderson et al., 2012; Herbert et Stipek, 2005), les personnes significatives qui y adhèrent auraient tendance à formuler, envers les filles, des attentes de succès moins élevées en mathématiques (Dresel et al., 2007, cité dans Ertl et al., 2017).

Aussi, les personnes significatives qui adhèrent aux stéréotypes de genre en mathématiques auraient tendance à attribuer les succès et les échecs des apprenants, de manière différenciée selon le genre. Par exemple, ils auraient tendance à attribuer les succès des garçons à leur habileté en mathématiques et ceux des filles à leur diligence (Kessels, 2015), puis à attribuer les échecs des garçons à un manque d'effort et ceux des filles, à un manque d'habileté (Dresel et al., 2007, cité dans Ertl et al., 2017). Or, attribuer les succès à l'effort et les échecs à un manque d'effort favoriserait le bon développement du concept de soi, en mathématiques (Ertl et al., 2017).

Toujours en regard des stéréotypes de genre en mathématiques, il appert que les parents et les enseignants qui adhèrent aux stéréotypes de genre en mathématiques auraient aussi tendance à adopter, envers les apprenants, des comportements différenciés, selon le genre. Ils proposeraient, par exemple, davantage de jeux orientés vers la numératie aux garçons et davantage de jeux orientés vers la littératie aux filles (Gunderson et al., 2012). Ils soumettraient

des défis mathématiques plus importants aux garçons qu'aux filles (Gunderson et al., 2012), puis ils auraient tendance à s'immiscer davantage dans les travaux des filles, en lien avec les mathématiques. Ces comportements nuiraient au concept de soi des filles en mathématiques. En effet, en agissant de la sorte, les filles auraient moins d'opportunités de développer leur familiarité avec les mathématiques et également, moins d'occasions de développer leurs habiletés, dans le domaine (Ertl et al., 2017; Mejía-Rodríguez et al., 2021; Skaalvik et Skaalvik, 2004). Dans ce contexte, lutter contre les stéréotypes de genre en mathématiques s'avère un levier d'intervention incontournable en vue de réduire les écarts de concept de soi entre les filles et les garçons (Encinas-Martín et al., 2023).

Toutefois, d'autres croyances en lien avec les mathématiques mériteraient aussi d'être ciblés dans le cadre de cette lutte. En effet, le stéréotype lié au caractère inné des mathématiques (p.ex. « en mathématiques certains et certaines l'ont, d'autres ne l'ont pas! ») pourrait, lui aussi, nuire au concept de soi des apprenants, notamment celui des filles (Ertl et al., 2017). De ce fait, lutter aussi contre ce stéréotype serait des plus importants, dans le contexte, tout comme le fait de valoriser l'erreur pour apprendre (p.ex. Ertl et al., 2017; Ramirez et al., 2018), puis de promouvoir l'effort et le travail bien fait, en mathématiques. Comme l'évoque Gourdeau (2019, cité dans Kinnard, 2019) : « La réussite en mathématiques ne dépend pas tant de l'intelligence que de la discipline et du travail. Tous les grands mathématiciens expliquent leur succès par leur travail acharné ».

Afin de réduire les écarts de concept de soi en mathématiques, il serait aussi des plus important, selon Stoet et al. (2016), de favoriser, chez les jeunes filles, la valeur intrinsèque des mathématiques. En effet, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2012, Stoet et al. (2012) ont montré que les pays dans lesquels les indices d'égalité sont les plus élevés (une liste de pays qui inclut le Canada) sont aussi les pays où les écarts d'anxiété mathématique, les écarts de concept de soi et les écarts de valeur intrinsèque selon le genre sont les plus élevés. Selon les auteurs, dans les pays plus égalitaires, et aussi plus développés, les filles seraient moins fortement assujetties à des considérations économiques au moment de faire des choix de nature académique. En conséquence, elles seraient davantage libres de choisir en fonction des intérêts qui leur sont propres. Dans ce contexte, comparativement aux garçons, elles opteraient dans une

mesure moindre, pour les mathématiques, ce qui ferait en sorte qu'elles auraient moins d'opportunités de développer leur familiarité avec le domaine et leur habileté, dans le domaine. De là, comparativement aux garçons, elles feraient état d'un concept de soi en mathématiques plus faible.

Afin de mener à bien la lutte contre les stéréotypes en mathématiques et favoriser, chez les jeunes filles, la valeur intrinsèque des mathématiques, il serait essentiel d'amener les parents, les enseignants et autres personnes significatives qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques à prendre en charge de leur propre anxiété mathématique (p.ex. Beilock et al., 2010; Casad et al., 2015; Maloney et al., 2015; Vukovic et al., 2013). En effet, les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques sont susceptibles non seulement d'adhérer aux stéréotypes de genre en mathématiques (Beilock et al., 2010; Casad et al., 2015; Ertl et al., 2017; Maloney et al., 2015; Vukovic et al., 2013) et de les transmettre (Beilock et al., 2010; Bieg et al., 2015; Casad et al., 2015; Goetz et al., 2013), mais également, de faire état de perceptions négatives à l'égard des mathématiques et de les transmettre. Or, des études ont montré que les adultes peuvent surmonter leur anxiété mathématique, améliorer leur rendement en mathématiques (p.ex. Park et al., 2014; Jamieson et al., 2016; Passolunghi et al., 2020), puis accroître leur concept de soi en mathématiques (p.ex. Gresham, 2007 dans Casad et al., 2015).

En résumé, en vue de réduire les écarts de concept de soi entre les filles et les garçons, il serait essentiel : 1) de lutter contre les stéréotypes en mathématiques, 2) de promouvoir l'effort et la persévérance en mathématiques, 3) de favoriser, chez les jeunes filles, la valeur intrinsèque des mathématiques et 4) de favoriser, chez les personnes significatives la prise en charge de leur propre anxiété mathématique. Au-delà de tout cela, cependant, selon Goetz et al. (2013), il serait essentiel de lever le voile, auprès des filles, sur le décalage entre performances en mathématiques et concept de soi en mathématiques. En effet, selon ces auteurs, il serait primordial d'amener les filles à réaliser que même à compétence égale, elles font état, en moyenne, d'un concept de soi en mathématiques plus faible que les garçons. Le simple fait pour elles, de se percevoir comme étant moins compétentes, à tort, les amène à se dire davantage anxieuses à l'égard des mathématiques, à moins bien performer en mathématiques et à se détourner des STIM ; une cascade négative qui nuit aux femmes et à la société, en général (voir le chapitre 1 de cette thèse,

à ce propos). Pour Devine et al. (2012), cette cascade est d'autant plus déplorable que, malgré les importants écarts d'anxiété mathématique et de concept de soi observés entre les filles et les garçons, les filles parviennent à obtenir des résultats que légèrement inférieurs à ceux des garçons, en moyenne, lorsque des écarts de performances en mathématiques sont effectivement observés. Devine et al. (2012) en déduisent, dans ce cas, que les filles sont possiblement dotées d'un très grand potentiel en mathématiques.

5.6 Limites

La nature transversale des données analysées dans notre recherche ne nous permet pas de conclure à l'existence d'une relation causale entre le concept de soi, la valeur intrinsèque, la valeur utilitaire et l'anxiété mathématique. Nos résultats révèlent des associations et celles-ci ne peuvent qu'être interprétées comme tel.

Aussi, « Dans l'optique de réduire au minimum le risque de biais de réponse, les normes de qualité des données du PISA exigent des taux minimums de participation pour les écoles et les élèves. À l'échelle du Canada, un taux de réponse minimum de 85 p. 100 était exigé pour les écoles sélectionnées initialement. » (O'Grady et al., 2016, p.53). « Le PISA exige en outre un taux de participation minimum des élèves de 80 p. 100 dans l'ensemble des écoles participantes (échantillon initial et échantillon de remplacement) à l'échelle du pays » (O'Grady et al., 2016, p.53). Or, en 2012, au Québec, le taux de participation des écoles au PISA a été supérieur au seuil minimal requis, mais le taux de réponse des élèves a été de 75,6 %, une valeur inférieure au seuil de 80 % fixé par l'OCDE (Brochu et al., 2013). Une analyse des caractéristiques de répondants et des non-répondants a révélé que le phénomène « [...]pourrait avoir une incidence marginale sur les résultats du Québec [...] » (Brochu et al., 2013, p.55-56). À la section 6.3, au moment de discuter des limites générales de la thèse, nous revenons sur cet élément.

En outre, bien que contrairement à la vaste majorité des études, nous ayons documenté, pour les quatre concepts non-cognitifs étudié dans notre recherche, l'invariance scalaire ou l'invariance scalaire partielle, avant de procéder aux comparaisons de moyennes entre les garçons et les filles, l'idée selon laquelle les écarts observés selon le genre puissent s'expliquer par des considérations méthodologiques ne peut être exclue (p.ex. Devine et al., 2012; Frenzel et al., 2007; Hill et al.,

2016). En effet, les instruments de mesure auto-rapportés, comme ceux employés afin de documenter le concept de soi en mathématiques, la valeur intrinsèque, la valeur utilitaire et l'anxiété mathématique, sont reconnus pour être associés à divers types de biais tels que : le biais de réponse lié au genre (traduction libre de gender-linked response biais, Devine et al., 2012, p.6), le biais de désirabilité sociale (Paulhus, 2017) ou encore le biais de réponse dû au calibrage inadéquat des perceptions et des jugements relatifs à l'apprentissage, chez les élèves (Winne et Jamieson-Noel, 2002), etc.

5.7 Conclusion

Dans le cadre de cette recherche, nous avons voulu identifier des facteurs qui pourraient permettre d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones du Québec de 15 ans, documentés à partir des données du PISA de 2003 et de 2012. En prenant appui sur le postulat de base du Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006), nous avons vérifié si les écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire entre les garçons et les filles pourraient expliquer les écarts d'anxiété mathématique. Nos résultats ont révélé que les écarts de concept de soi et un lien direct genre /anxiété mathématique expliquent les écarts d'anxiété mathématique relevés chez les élèves francophones du Québec. De là, nous avons proposé des pistes à explorer dans le cadre de futures recherches afin d'expliquer le lien direct genre/anxiété mathématique et nous avons proposé une série de recommandations qui pourraient permettre de favoriser le bon développement du concept de soi des filles et ultimement, permettre au plus grand nombre d'entre elles de performer à la hauteur de leur potentiel en mathématiques (OCDE, 2014a).

5.8 Références bibliographiques

Pour alléger la thèse, nous avons inclus les références citées dans cet article dans la bibliographie générale de la thèse

6 Chapitre 6 – La discussion générale de la thèse et conclusion

En amorce de cette thèse, nous avons révélé qu'à plusieurs des cycles du PISA et du *TIMSS*, les filles québécoises ont obtenu des résultats statistiquement inférieurs à ceux des garçons, en moyenne. Nous avons également montré qu'aux cycles du PISA de 2003, 2012 et 2018, les filles québécoises de 15 ans ont été moins nombreuses que les garçons à se hisser aux niveaux de compétence 5 et 6, les niveaux de compétence les plus élevés du PISA, un constat que nous avons corroboré, pour 2003 et 2012, chez les élèves québécois francophones de 15 ans. Or, les performances en mathématiques sont associées à des enjeux importants dans notre société : des enjeux de nature individuelle, mais aussi de nature sociétale, comme nous l'avons révélé à la section 1.1 du chapitre 1.

Au vu de ce contexte, nous avons proposé de nous intéresser à l'anxiété mathématique. De manière plus précise, nous avons souhaité vérifier si l'anxiété mathématique pourrait expliquer, au moins partiellement, les écarts de performances observés selon le genre chez les élèves québécois francophones de 15 ans. De ce fait, nous avons mené la présente recherche doctorale.

L'objectif général de la recherche proposée a été défini comme suit : quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques et ensuite, identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012. Afin de répondre à cet objectif général de recherche, nous avons proposé, au second chapitre de la thèse, un cadre théorique et défini trois objectifs spécifiques de recherche. Chacun des objectifs spécifiques a été traité dans un article, ce qui a donné lieu aux trois articles de la thèse.

Le présent chapitre, la discussion générale de la thèse et la conclusion, montre que la mise en commun des résultats issus de ces trois articles permet de répondre à l'objectif général de notre

recherche. De surcroît, il montre que l'ensemble de la démarche permet d'énoncer des recommandations qui pourraient permettre de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons au Québec, malgré quelques limites inhérentes, principalement, aux données analysées, soit les données issues des élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et 2012.

Le présent chapitre est divisé en cinq sections. La section 6.1 s'emploie à faire une synthèse de chacun des trois articles, à souligner les principaux résultats qui en sont issus et à faire ressortir leurs implications scientifiques et pratiques. En prenant appui sur la section 6.1, la section 6.2 propose des recommandations visant à réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons francophones du Québec. À la section 6.3, les limites de l'ensemble de la recherche doctorale menée sont présentées. Ces limites de même qu'une étude de la situation québécoise en regard des recommandations exposées à la section 6.2 permettent de proposer, à la section 6.4, des avenues de recherche futures. Enfin, les sections 6.5 et 6.6 concluent le chapitre en mettant en évidence les apports de la thèse sur les plans théorique, méthodologique, empirique et pratique.

6.1 Synthèse des trois articles de la thèse et implications scientifiques et pratiques qui en découlent

6.1.1 Synthèse du premier article de la thèse et implications

Le premier article de la thèse, un article de nature méthodologique, ayant pour titre *Les défis liés à l'analyse secondaire de données issues des évaluations à grande échelle en éducation*, a visé à identifier les considérations méthodologiques inhérentes aux données issues du PISA, puis à proposer des techniques d'analyse qui permettent de les traiter de manière appropriée. Trois considérations méthodologiques inhérentes aux enquêtes PISA ont été identifiées, à savoir 1) le plan d'échantillonnage mis en œuvre afin de constituer les échantillons, appelé plan d'échantillonnage complexe, 2) la procédure employée lors du PISA de 2012 afin de collecter les données contextuelles, appelée rotation des items et enfin, 3) l'approche employée par le PISA

afin de rendre compte du niveau d'habileté des participants en regard de la culture mathématique, l'approche des valeurs plausibles.

Après avoir présenté ces trois éléments, des techniques d'analyse à employer dans ces contextes, ont été décrites, des logiciels permettant de les mener ont été proposés, puis de manière plus spécifique, les commandes à utiliser, dans le logiciel *Mplus*, ont été fournies. Dans les articles 2 et 3, nous avons pris appui sur les fondements méthodologiques et recommandations exposées dans l'article 1, afin de répondre aux objectifs spécifiques 2 et 3 de la thèse.

6.1.2 Synthèse du second article de la thèse et implications

Le second article de la thèse, un article de nature empirique, ayant pour titre *Portrait des écarts d'anxiété mathématique selon le genre et du lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves québécois francophones de 15 ans ayant participé au PISA de 2003 et de 2012*, a visé à quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012, et à étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves. Après avoir vérifié l'invariance métrique et scalaire de la mesure d'anxiété mathématique du PISA, entre les garçons et les filles francophones du Québec et entre 2003 et 2012, nous avons fourni, ce qui à notre connaissance, constitue le premier portrait à grande échelle des écarts d'anxiété mathématique selon le genre, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, et également, le premier portrait à grande échelle des liens anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces mêmes élèves.

Les résultats, aussi bien de 2003 que de 2012, ont révélé, dans un premier temps, les deux éléments suivants : 1) en moyenne, les filles francophones du Québec de 15 ans se disent davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons et 2) le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques est un lien négatif et égal, entre les filles et les garçons. Ces deux premiers éléments ont permis d'objectiver, chez les élèves québécois francophones, la présence de deux phénomènes documentés de manière robuste dans les écrits, à savoir un niveau moyen d'anxiété mathématique plus élevé chez les filles que chez les garçons, à tout le moins, à partir de l'adolescence (p.ex. Else-Quest et al., 2010; Hyde et al., 1990; Stoet et

al. 2016) et la présence d'un lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques (p.ex. Hembree, 1990; Ma, 1999; Zhang et al., 2019).

En outre, en révélant l'égalité du lien anxiété mathématique/performances en mathématiques chez les filles et les garçons québécois francophones, nos résultats corroborent les constats issus des méta-analyses de Ma (1999), de Zhang et al. (2019) et de Barroso et al. (2021). D'un point de vue pratique, cette égalité permet d'affirmer que, pour une augmentation d'une unité de l'indice d'anxiété mathématique, les performances des filles diminuent de manière équivalente à celles des garçons, en mathématiques. Ainsi, il n'y a pas d'effet de modération du lien anxiété mathématique/performances en mathématiques par le genre.

En plus des éléments évoqués ci-haut, nos résultats ont montré qu'à tous les niveaux de l'échelle de compétence du PISA, les filles francophones de 15 ans du Québec se sont dit davantage anxieuses à l'égard des mathématiques que les garçons, sauf dans les niveaux 5 et 6 en 2003, les niveaux de compétence les plus élevés. Ainsi, de manière générale, même à compétence égale, les filles francophones du Québec ont fait état d'un niveau moyen d'anxiété mathématique plus élevé que les garçons.

Enfin, la comparaison entre les écarts d'anxiété mathématique observés chez les élèves québécois francophones et ceux observés dans les autres pays/économies membres de l'OCDE montre que les écarts observés chez les élèves québécois francophones sont particulièrement marqués, à la fois pour 2003 et pour 2012. De surcroît, un seul pays sur 29 pays/économies membres de l'OCDE a fait état d'une hausse de l'écart d'anxiété mathématique selon le genre supérieure à celle enregistrée chez les élèves québécois francophones, entre 2003 et 2012 (OCDE, 2014b, Annexe B1, Tableau III.4.3g).

Les résultats obtenus en réponse à notre second objectif spécifique de recherche nous ont permis de confirmer la pertinence de nous intéresser aux écarts d'anxiété mathématique afin de tenter d'expliquer les écarts de performances observés entre les garçons et les filles francophones du Québec. De là, nous avons souhaité poursuivre le travail amorcé dans cet article.

Pour ce faire, nous avons opéré en deux temps. Nous avons d'abord cherché à identifier des facteurs qui pourraient permettre d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique observés entre

les garçons et les filles francophones du Québec et qui auraient le potentiel, à terme, de les réduire. Cette démarche a donné lieu au troisième article de la thèse. Dans un second temps, nous avons exploré les écrits de manière à identifier les différentes formes d'intervention qui pourraient s'avérer efficaces en vue de réduire le niveau d'anxiété mathématique des élèves québécois francophones qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques et réduire l'ampleur du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces élèves. Les fruits de cette seconde étape de notre démarche sont présentés à la section 6.1.3.3.

6.1.3 Synthèse du troisième article de la thèse et implications

Le troisième article de la thèse, un article de nature empirique, ayant pour titre *Étude visant à identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones de 15 ans du Québec, à partir d'une analyse secondaire des données issues du PISA de 2003 et de 2012*, a visé à identifier des facteurs permettant d'expliquer les écarts d'anxiété mathématique observés entre les garçons et les filles francophones du Québec et qui, à terme, pourraient constituer des leviers d'intervention en vue de réduire ces écarts. Pour ce faire, nous avons pris appui sur le modèle théorique appelé Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006), tel que présenté au chapitre 2 de cette thèse. De manière plus spécifique, nous nous sommes intéressés à la piste principale proposée par ce modèle pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique, une piste en adéquation avec l'hypothèse de l'interprétation (comme nous l'avons vu aux sections 2.3.3 et 2.4.1 du chapitre 2).

De ce fait, nous avons émis l'hypothèse que les écarts d'anxiété mathématique selon le genre observés chez les élèves québécois francophones de 15 ans pourraient s'expliquer par des écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire entre les filles et les garçons. Afin de vérifier cette hypothèse, nous avons procédé en trois étapes, après avoir vérifié l'invariance métrique et scalaire, selon le genre, des mesures de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire employées par le PISA.

À la première étape, nous avons vérifié la présence d'écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire entre les filles et les garçons francophones de 15 ans du Québec.

Deuxièmement, nous avons vérifié si le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire médient toutes trois la relation genre/anxiété mathématique et si cette médiation est complète. Enfin, nous avons vérifié si les liens concept de soi/anxiété mathématique, valeur intrinsèque/anxiété mathématique et enfin valeur utilitaire/anxiété mathématique peuvent être considérés invariants, selon le genre. Chacune de ces étapes a été menée en contrôlant pour les performances de manière à nous assurer que les filles et les garçons soient comparés, chaque fois, à performance égale.

Cette démarche nous a permis de révéler, premièrement, que les filles et les garçons francophones de 15 ans du Québec diffèrent en regard de leur niveau moyen de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire. En effet, aussi bien en 2003 qu'en 2012, les filles québécoises francophones ont fait état d'un concept de soi en mathématiques, d'une valeur intrinsèque et d'une valeur utilitaire plus faibles que les garçons. Ces résultats corroborent les constats issus de plusieurs recherches antérieures, menées auprès de populations adolescentes d'origines diverses, ayant contrôlé ou non pour les performances (p.ex. Else-Quest et al., 2010; Frenzel et al., 2007; Goetz et al., 2008; Goetz et al., 2013; Hyde et al., 1990; Kyttälä et Björn, 2010, Meece et al., 1990; Mullis .et al., 2000). De plus, tout comme cela s'est avéré être le cas dans les recherches empiriques consultées, parmi les trois perceptions documentées, le concept de soi est celle dont les écarts selon le genre se sont révélés les plus marqués, chez les élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012.

Dans un second temps, contrairement aux résultats de Frenzel et al. (2007) qui ont montré une médiation complète de la relation genre/anxiété mathématique via le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire, nos résultats pour 2003 et pour 2012, ont montré une médiation partielle de la relation genre/anxiété mathématique via les perceptions. En effet, en 2003 et en 2012, le lien indirect a compté pour environ les deux tiers du lien entre le genre et l'anxiété mathématique. De surcroît, seul le lien indirect spécifique genre/anxiété mathématique via le concept de soi s'est avéré significatif, en 2003 et en 2012, parmi les trois liens indirects spécifiques étudiés.

Enfin, tout comme dans les travaux de Frenzel et al. (2007), Kyttälä et Björn (2010), Meece et al. (1990), Seegers et Boekaerts (1990) et comme proposé par Pekrun (2006), les liens entre les perceptions et l'anxiété mathématique se sont avérés invariants selon le genre. Tel qu'attendu, le lien invariant concept de soi/anxiété mathématique s'est avéré négatif et le lien invariant valeur utilitaire/anxiété mathématique s'est avéré positif. Toutefois, alors que le lien invariant valeur intrinsèque/anxiété mathématique était attendu négatif (p.ex. Meece et al, 1990; Frenzel et al., 2007), dans le cadre de notre recherche, il s'est avéré nul (non significatif), à la fois en 2003 et en 2012.

La mise en commun des résultats issus de notre démarche en trois temps nous a amenées à conclure que les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons francophones de 15 ans du Québec ayant participé au PISA de 2003 et de 2012 pourraient s'expliquer notamment par deux éléments : 1) le lien direct genre/anxiété mathématique et 2) un concept de soi en mathématiques plus faible chez les filles que chez les garçons. Dans le cadre des modélisations effectuées, le premier élément explique environ le tiers de la variation de l'anxiété mathématique entre les filles et les garçons et le second en explique autour des deux tiers.

De là, nous avons exploré les écrits de manière à identifier les facteurs qui pourraient contribuer à expliquer chacun de ces deux éléments, puis fournir des pistes d'interventions à mettre en œuvre afin de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons francophones du Québec. À la section 6.1.3.1, nous faisons état des facteurs qui, en plus du concept de soi, de la valeur intrinsèque et de la valeur utilitaire, pourraient contribuer à expliquer le lien direct genre/anxiété mathématique. À la section 6.1.3.2, nous relevons les facteurs mis en cause dans les écrit pour expliquer le fait, qu'à compétence égale, les filles font état d'un concept de soi en mathématiques plus faible que les garçons. À la section 6.1.3.3, nous présentons les formes d'intervention qui pourraient s'avérer efficaces en vue de réduire le niveau d'anxiété mathématique des individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques et réduire l'ampleur du lien négatif anxiété mathématique/performances. Les facteurs et pistes d'interventions proposés dans ces trois sections alimenteront les recommandations qui seront par la suite présentées à la section 6.2.

6.1.3.1 Facteurs qui permettent d'expliquer le lien direct genre/anxiété mathématique et avenues d'intervention potentielles

Les écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire ne sont pas les seuls facteurs, évoqués dans les écrits, pour expliquer les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons. En effet, des facteurs qui réfèrent aux composantes prédispositions individuelles affectives et prédispositions individuelles cognitives du Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006) ont notamment été soulevés pour leur implication dans le phénomène.

En regard des prédispositions individuelles affectives, certains auteurs ont proposé que la disparité d'anxiété mathématique selon le genre pourrait s'expliquer par des différences dans le niveau moyen d'anxiété ressenti par les garçons et par les filles (p.ex. Dowker et al., 2016; Frenzel et al., 2007; Hill et al., 2016). En effet, des études issues de la littérature empirique indiquent que les filles ont un niveau moyen d'anxiété générale supérieur aux garçons (p.ex. Feingold, 1994; Costa et al., 2001; Chapman et al., 2007) et que la prévalence de troubles anxieux est plus élevée chez ces dernières (p.ex. McLean et al., 2011). D'ailleurs, Szczygiel (2020) a montré, auprès d'élèves de 1^{re} et 2^e année du primaire, que l'anxiété générale médie la relation entre le genre et l'anxiété mathématique. L'auteure a conclu que les filles pourraient se dire davantage anxieuses à l'égard des mathématiques parce que leur niveau d'anxiété générale est supérieur à celui des garçons, en moyenne. Dans le contexte, l'auteure a soulevé l'idée que des interventions visant à réduire le niveau moyen d'anxiété générale des filles pourraient réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons. De là, l'auteure a suggéré qu'offrir aux filles des opportunités afin qu'elles partagent leurs émotions en regard des mathématiques pourrait réduire les ruminations et pensées négatives liées à l'anxiété et améliorer les performances en mathématiques.

En regard des prédispositions cognitives, des recherches menées par Delage et al. (2022), Ferguson et al. (2015), Gibeau et al., (2023), Maloney et al. (2012) et Sokolowski et al. (2019), auprès de populations adultes, révèlent qu'une disparité d'habileté spatiale entre les hommes et les femmes pourrait contribuer aux écarts d'anxiété mathématique observés selon le genre. En effet, ces auteurs ont montré que l'habileté spatiale médie la relation entre le genre et l'anxiété

mathématique. À la lumière de ces résultats, les auteurs ont conclu que les femmes pourraient se dire davantage anxieuses à l'égard des mathématiques parce que leur niveau d'habileté spatiale est inférieur à celui des hommes, en moyenne (ce qui est en lien avec l'hypothèse du déficit présentée à la section 2.3.2).

Comme des études suggèrent que l'habileté spatiale peut s'accroître avec l'entraînement (p.ex. Feng et al., 2007; Sorby, 2009; Uttal et al., 2013), Maloney et al. (2012) proposent que des interventions visant à améliorer le niveau d'habileté spatiale des individus pourraient réduire leur niveau d'anxiété mathématique. Améliorer le niveau moyen d'habileté spatiale des filles pourrait réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons (Delage et al., 2022; Maloney et al., 2012). D'ailleurs, Feng et al. (2007) ont montré que l'entraînement spatial, via des jeux vidéo notamment, a permis de réduire les écarts d'habileté spatiale entre les filles et les garçons, en quelques séances seulement.

6.1.3.2 Facteurs qui permettent d'expliquer les écarts de concept de soi selon le genre et avenues d'intervention potentielles

Plusieurs facteurs sont mis en cause pour expliquer le fait que les filles font état d'un concept de soi, en moyenne, plus faible que celle des garçons. En tête de lice figurent notamment les stéréotypes de genre en mathématiques. (p.ex. Eccles et al., 1990; Ertl et al., 2017; Rossi et al., 2022; Schmader et al., 2004). En effet, des études révèlent qu'à compétence égale, les filles qui adhèrent aux stéréotypes de genre en mathématiques font état d'un concept de soi en mathématiques plus faible (Ertl et al., 2017; Guimond et Roussel, 2001; Rossi et al., 2022), alors qu'au contraire, les garçons qui y adhèrent révèlent un concept de soi en mathématiques plus élevé (Rossi et al., 2022).

L'environnement social joueraient un rôle clé en regard de la transmission des stéréotypes de genre en mathématiques (p.ex. Beilock et al., 2010; Eccles et al., 1990; Ertl et al. 2017; Goetz et al., 2013; Gunderson et al., 2012; Suárez-Pellicioni et al., 2016). En effet, les stéréotypes de genre en mathématiques seraient transmis explicitement, mais aussi implicitement, par les parents, enseignants et autres personnes significatives qui gravitent autour de l'apprenant, dans son environnement d'apprentissage (Gunderson et al., 2012).

Par exemple, les personnes significatives qui adhèrent aux stéréotypes de genre en mathématiques auraient tendance à formuler, envers les filles, des attentes de succès moins élevées dans le domaine (Dresel et al., 2007, cité dans Ertl et al., 2017; Herts et al., 2019), ce qui nuirait à leur concept de soi en mathématiques (Fan et Williams, 2010). Ces personnes auraient aussi une plus grande propension à attribuer les succès et les échecs des apprenants à des causes différenciées, selon le genre. Par exemple, elles attribueraient davantage le succès d'un garçon à son habileté, et celui d'une fille, à sa diligence (Kessels, 2015), puis elles attribueraient davantage l'échec d'un garçon à un manque d'effort, et celui d'une fille, à un manque d'habileté (Dresel et al., 2007, cité dans Ertl et al., 2017). Or, il appert qu'attribuer le succès à l'effort et l'échec, à un manque d'effort, favorise, chez les apprenants, le bon développement de leur concept de soi, dans un domaine donné (Ertl et al., 2017).

Enfin, il semble que les parents, les enseignants et autres personnes significatives qui adhèrent aux stéréotypes de genre en mathématiques auraient tendance à adopter, envers les apprenants, des comportements différents, selon le genre de ces derniers. Par exemple, ils proposeraient davantage de jeux orientés vers la numératie aux garçons, mais davantage d'activités orientées vers la littératie aux filles (Gustafsson et al., 2011). Ils soumettraient des défis mathématiques plus importants aux garçons qu'aux filles, puis ils s'immisceraient davantage dans les travaux scolaires des filles, en mathématiques (Gunderson et al., 2012). L'ensemble de ces comportements nuirait au concept de soi des filles en mathématiques, car en agissant de la sorte, ces dernières auraient moins d'opportunités de développer leur familiarité avec les mathématiques et également, moins d'occasions de développer leur habileté, dans le domaine (Ertl et al., 2017; Mejía-Rodríguez et al., 2021; Skaalvik et Skaalvik, 2004).

Dans le contexte, lutter contre les stéréotypes de genre en mathématiques s'avère une piste prometteuse dans l'optique de réduire les écarts de concept de soi entre les filles et les garçons (Ertl et al., 2017; Rossi et al., 2022). D'ailleurs, en la matière, il semble que la sensibilisation soit une des clés maîtresses, car encore trop souvent, les parents, les enseignants et les membres de la communauté en général, ignorent leurs propres biais liés au genre (Encinas-Martín et Cherian, 2023). Le tout nécessiterait, bien entendu, de revoir les programmes de formation de manière à les épurer des biais de genre (Encinas-Martín et Cherian, 2023), mais aussi d'éduquer parents,

enseignants, futurs enseignants, employeurs, décideurs et apprenants à l'égard de ce que sont les stéréotypes de genre en mathématiques et à la manière dont ils sont transmis, explicitement et implicitement, via les attributions causales des succès et des échecs en mathématiques, via les attentes de succès formulées dans le domaine, ainsi que via les comportements adoptés, en contexte formel d'apprentissage, comme en contexte informel, lors d'activités ludiques, par exemple. Au vu de ce contexte, il serait également des plus important de favoriser la collaboration entre les apprenants, davantage que la compétition (Casad et al., 2015), entre les garçons et les filles, notamment.

D'autres croyances mériteraient aussi d'être abordées dans le cadre de cette lutte. En effet, le stéréotype lié au caractère inné des mathématiques (p.ex. « en mathématiques certains et certaines l'ont, d'autres ne l'ont pas! ») pourrait, lui aussi, nuire au concept de soi des apprenants, notamment celui des filles (Beilock et Willingham, 2014; Suárez-Pellicioni et al., 2016). En effet, ce stéréotype s'aligne à une théorie implicite de l'intelligence appelée théorie implicite de l'entité. Cette théorie conçoit l'intelligence comme une entité « fixe » par opposition à la théorie implicite incrémentielle, qui la conçoit comme « malléable » (Dweck, 2006; 2017). Or, adhérer à la théorie implicite de l'entité, « conduit à interpréter l'échec comme la traduction d'une incompétence ou d'une faiblesse dispositionnelle » et est « plus susceptible d'induire des réactions d'impuissance acquise (dépréciation, renoncement, évitement) » (Godard et al., 2023, p. 139). De ce fait, tenter de contrer ce stéréotype serait des plus importants, dans le contexte, tout comme le fait de promouvoir directement la théorie implicite incrémentielle, de valoriser l'erreur pour apprendre, de promouvoir l'effort et le travail bien fait en mathématiques (p.ex. Casad et al., 2015; Ertl et al., 2017; Ramirez et al., 2018; Suárez-Pellicioni et al., 2016). Comme l'évoque Gourdeau (2019, cité dans Kinnard, 2019, p.28) : « La réussite en mathématiques ne dépend pas tant de l'intelligence que de la discipline et du travail. Tous les grands mathématiciens expliquent leur succès par leur travail acharné ».

Afin de réduire les écarts de concept de soi en mathématiques, il serait aussi impératif, selon Stoet et al. (2016), de favoriser, chez les jeunes filles, la valeur intrinsèque des mathématiques. En effet, à partir de la base de données internationale du PISA de 2012, Stoet et al. (2016) ont étudié, pour l'ensemble des pays participants, la relation entre la disparité d'anxiété

mathématique selon le genre et l'indice mondial de l'écart entre les genres (*Global Gender Gap Index*, Stoet et al., 2016, p.6), fourni par le Forum économique mondial.

Les résultats ont montré que les pays dans lesquels les indices d'écart entre les genres sont les plus faibles⁴¹ sont aussi les pays où les écarts d'anxiété mathématique, les écarts de concept de soi et les écarts de valeur intrinsèque selon le genre sont les plus élevés. Les auteurs expliquent ces résultats de la manière suivante. Dans les pays plus égalitaires, et aussi plus développés, les filles seraient moins fortement assujetties à des considérations économiques au moment de faire des choix de nature académique. En conséquence, elles seraient davantage libres de choisir en fonction des intérêts qui leur sont propres. Dans ce contexte, elles opteraient pour les mathématiques dans une proportion moindre que les garçons. De là, elles auraient moins d'opportunités de développer leurs habiletés dans le domaine, ce qui les amènerait à révéler un concept de soi en mathématiques plus faible que les garçons.

De surcroît, Stoet et al. (2016) ont montré qu'en dépit du fait que la proportion de mères œuvrant dans les STIM dans ces pays soit plus élevée, les parents qui y vivent disent valoriser dans une mesure moindre les mathématiques, auprès de leurs enfants de sexe féminin, qu'auprès de leurs enfants de sexe masculin. Les auteurs expliquent à nouveau ce résultat par le fait qu'en étant moins préoccupés par les incitatifs de nature économique, les parents, dans ces pays, valoriseraient davantage les champs qu'ils perçoivent comme étant les mieux adaptés aux intérêts perçus, chez leurs enfants. De là, la pertinence de susciter, chez les filles, la valeur intrinsèque des mathématiques, et ce, dès leur jeune âge. De là la pertinence, également, d'amener les parents et autres personnes significatives à valoriser le domaine auprès des apprenants, les filles comme les garçons.

À ce dernier égard, il serait essentiel, pour ce faire, de favoriser, chez les parents, les enseignants et autres personnes significatives, la prise en charge de leur propre anxiété mathématique (p.ex. Beilock et al., 2010; Casad et al., 2015; Maloney et al., 2015; Vukovic et al., 2013). En effet, les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques sont susceptibles d'adhérer aux stéréotypes de genre en mathématiques (Beilock et al., 2010; Casad et al., 2015; Ertl et al., 2017;

⁴¹ Une liste de pays qui inclut le Canada.

Maloney et al. 2025; Vukovic et al., 2013), de les transmettre (Beilock et al., 2010; Goetz et al., 2013; Bieg et al., 2015; Casad et al., 2015) et également, de faire état de perceptions négatives à l'égard des mathématiques (Maloney et al., 2015; Suárez-Pellicioni et al., 2016).

Or, comme nous le verrons à la section 6.1.3.3, il appert que les adultes peuvent surmonter cette forme d'anxiété et améliorer leur rendement dans le domaine (p.ex. Jamieson et al., 2016; Park et al., 2014; Passolunghi et al., 2020), pour le plus grand bénéfice des apprenants. Parallèlement à cela, des études révèlent que lorsqu'ils sont bien outillés, les individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques peuvent devenir à même d'intervenir de manière plus positive, auprès des apprenants, en mathématiques (Berkowitz et al., 2015; Schaeffer et al., 2018).

En effet, dans le cadre d'une étude expérimentale, Berkowitz et al. (2015) ont suivi des parents et leurs enfants, sur une période d'un an. Deux groupes de parents, des parents qui se disaient fortement anxieux et des parents qui se disaient faiblement anxieux à l'égard des mathématiques, ont été munis d'une tablette équipée d'une application mathématique appelée *Bedtime Learning Together*. L'application proposait de courtes vignettes en lien avec des sujets mathématiques d'intérêt, puis elle suggérait des exercices de niveaux variés auxquels les parents et leurs enfants étaient invités à répondre. Deux autres groupes de parents, des parents qui se disaient fortement anxieux et des parents qui se disaient faiblement anxieux à l'égard des mathématiques, ont été munis de l'application, mais cette fois, dans une version qui suggérait des exercices de compréhension de texte, plutôt que des exercices mathématiques.

À la fin de l'année, les enfants dont les parents ont été munis de l'application proposant des exercices mathématiques ont obtenu des résultats similaires, en mathématiques, quel que soit le niveau d'anxiété des parents. Par contre, chez les enfants dont les parents ont reçu la seconde version de l'application, les enfants dont les parents se disaient fortement anxieux ont obtenu des résultats en mathématiques inférieurs à ceux dont les parents se disaient faiblement anxieux, ce qui indique qu'en étant bien outillés, les parents qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques peuvent intervenir de manière positive auprès de leurs enfants, en mathématiques.

De plus, au moyen de la première version de l'application, Schaeffer et al. (2018) ont étudié les attentes de succès en mathématiques des parents face à leurs enfants et la valeur accordée aux mathématiques, pour le futur de leurs enfants au moyen d'un devis quasi-expérimental. Les résultats ont montré que l'emploi de l'application n'a pas modifié le niveau d'anxiété mathématique des parents, mais des différences pré-post ont été observées en regard des attentes de succès en mathématiques des parents face à leurs enfants et en regard de la valeur accordée aux mathématiques. En effet, ces deux variables ont augmenté entre le début et la fin de l'étude.

Les études menées par Berkowitz et al. (2015) et Schaeffer et al. (2018) font état de la pertinence d'amener les parents à prendre en charge leur propre anxiété mathématique. Ces études témoignent de la pertinence d'outiller ces individus afin que les interactions parents/enfants soient des plus positives, en mathématiques. Pour Beilock et al. (2010), des démarches similaires devraient être menées auprès des enseignants et futurs enseignants de niveau primaire, plus spécifiquement. En effet, selon les auteurs, comme bon nombre d'enseignants de niveau primaire sont des femmes et que les femmes font état en moyenne d'un niveau d'anxiété mathématique plus élevé que les hommes, cibler ces individus pourrait s'avérer des plus efficace en vue de réduire, à terme, les écarts d'anxiété mathématique, selon le genre (Beilock et al., 2010). Les auteurs ont proposé cette recommandation après avoir montré que le niveau d'anxiété mathématique d'enseignantes de 1^{re} et 2^e année du primaire, en début d'année, a permis de prédire l'adhésion des élèves aux stéréotypes de genre en mathématiques en fin d'année et que dans un tel contexte, les filles ont moins bien performé en fin d'année, que les garçons, pour des performances comparables, en début d'année.

Enfin, pour Goetz et al. (2013), en vue de réduire les écarts de concept de soi entre les filles et les garçons et les écarts d'anxiété mathématique, un bon point de départ serait de lever le voile sur le décalage entre performances en mathématiques et concept de soi en mathématiques, auprès des filles. En effet, selon ces auteurs, il serait impératif d'amener ces dernières à réaliser qu'elles font état, en moyenne, d'un concept de soi en mathématiques plus faible que les garçons et ce, même lorsqu'elles sont, dans les faits, autant compétentes que les garçons. Or, le simple fait pour elles de se percevoir à tort comme étant moins compétentes, les amène possiblement à se dire

davantage anxieuses à l'égard des mathématiques, à moins bien performer en mathématiques, puis à se détourner des STIM ; une cascade négative qui nuit aux femmes et à la société, en général (voir le chapitre 1, à ce propos). Comme les filles parviennent à obtenir des résultats que légèrement inférieurs à ceux des garçons, en moyenne, lorsque des écarts de performances en mathématiques sont effectivement observés, malgré les importants écarts d'anxiété mathématique et de concept de soi, Devine et al. (2012) proposent que les filles sont possiblement dotées d'un très grand potentiel en mathématiques.

6.1.3.3 Avenues d'interventions potentielles en vue de réduire le niveau d'anxiété mathématique des individus et réduire le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques

Il est reconnu, depuis la publication d'Hembree (1990), qu'afin de réduire le niveau d'anxiété mathématique des individus et diminuer l'ampleur du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, les interventions à privilégier sont: 1) la désensibilisation systématique par l'exposition aux mathématiques, 2) la restructuration cognitive, une approche qui vise à identifier les pensées négatives, les réévaluer et les modifier et enfin, 3) la thérapie cognitivo-comportementale, qui combine la restructuration cognitive et la désensibilisation systématique ou la restructuration cognitive et l'entraînement à la relaxation. En effet, en regard de la réduction du niveau d'anxiété mathématique, pour ces trois types d'interventions, Hembree (1990) a obtenu des tailles d'effet élevées, à savoir des d de Cohen supérieurs à 0,80, en moyenne, en valeur absolue. En ce qui a trait à la réduction du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, Hembree (1990) a fait état de tailles d'effet de 0,60, 0,32 et 0,50 pour l'augmentation des performances en mathématiques suite à des interventions de désensibilisation, de restructuration cognitive et de thérapie cognitivo-comportementales, respectivement.

Depuis 1990, quelques rares recherches ont été menées, dans une perspective d'intervention, en regard de l'anxiété mathématique (Passolunghi et al., 2020). Les résultats obtenus sont toutefois prometteurs.

Supekar et al. (2015) ont mené une étude expérimentale dans la lignée des interventions de désensibilisation. Pour ce faire, ils ont recruté des enfants âgés de 7 à 9 ans. Les enfants ont été invités à remplir un questionnaire auto-rapporté de l'anxiété mathématique, le *SEMA (Scale for Early Mathematics Anxiety, Wu et al., 2012)*, puis des images cérébrales des participants ont été recueillies au moyen de l'imagerie par résonance magnétique fonctionnelle (IRMf). Les enfants ont été classés en deux groupes : un groupe fortement anxieux et un groupe faiblement anxieux à l'égard des mathématiques. Par la suite, tous les enfants ont bénéficié d'un programme de tutorat intensif en mathématique de huit semaines (3 séances par semaine, 40-50 minutes par séances). Alors qu'avant l'intervention, les images cérébrales des enfants du groupe fortement anxieux révélaient des réponses neurales aberrantes au niveau du complexe amygdalien (une région antéro-interne du lobe temporal), après l'intervention, ces images étaient comparables à celles du groupe faiblement anxieux. Les résultats recueillis via l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique révélaient de surcroît une baisse significative du niveau d'anxiété mathématique des enfants du groupe fortement anxieux, suite à l'intervention.

Park et al. (2014) ont mené une étude expérimentale dans la lignée des interventions de restructuration cognitive. Pour ce faire, ils ont recruté des adultes qui se disaient soit fortement anxieux à l'égard des mathématiques, soit faiblement anxieux à l'égard des mathématiques. Ces adultes ont par la suite été divisés aléatoirement en deux groupes : un groupe expérimental et un groupe témoin. Avant de soumettre les deux groupes à des examens de mathématiques, les participants du groupe expérimental ont été invités à rédiger des textes dans lesquels ils devaient décrire leurs pensées et émotions à l'égard des examens à venir. Les participants du groupe expérimental qui se disaient fortement anxieux ont amélioré leurs performances, dès la première séance d'écriture et le premier examen. Cela leur a permis de réduire l'écart de performances qui les séparait des adultes faiblement anxieux à l'égard des mathématiques. Les auteurs ont émis l'hypothèse que l'écriture permet d'améliorer les performances en mathématiques des individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques, en diminuant l'influence négative des pensées intrusives, caractéristiques de l'anxiété mathématique.

Jamieson et al. (2016) ont aussi mené une étude dans la lignée des interventions de restructuration cognitive. Pour ce faire, ils ont recruté des étudiants inscrits à un cours de mise à

niveau en mathématiques au post-secondaire. Les participants ont été divisés en deux groupes : un premier groupe où, avant chaque examen, les participants ont été invités à lire des informations portant sur les effets positifs que peuvent avoir le stress et les changements physiologiques qui l'accompagnent, sur les performances, et un deuxième groupe où, avant chaque examen, les participants ont été invités à lire des informations sur les bénéfices d'ignorer le stress, pendant les examens. Les participants du premier groupe ont rapporté un niveau d'anxiété mathématique moins élevé que ceux du deuxième groupe, puis les performances aux examens se sont davantage améliorées dans le premier groupe.

Passolunghi et al. (2020) ont mené une étude ayant pour but de comparer l'efficacité de trois types d'interventions (8 séances de 60 minutes) auprès d'enfants âgés de 9 ans : un programme visant à fournir des stratégies en vue d'améliorer leurs habiletés mathématiques, un programme visant à fournir des stratégies en vue de diminuer leur anxiété mathématique et un programme de lecture (groupe témoin). Le niveau d'anxiété mathématique des enfants et leur niveau d'habiletés mathématiques ont été documentés avant et après le programme d'intervention. Le *AMAS (Abbreviated Math Anxiety Scale, Caviola et al., 2017; Hopko et al., 2003)* a été utilisé pour appréhender l'anxiété mathématique. Les résultats ont montré que le programme visant à fournir des stratégies en vue d'améliorer les habiletés mathématiques a permis de réduire le niveau d'anxiété mathématique des individus et d'améliorer les performances en mathématiques. Le programme visant à fournir des stratégies en vue de diminuer l'anxiété mathématique a en effet permis de réduire le niveau d'anxiété mathématique mais n'a pas permis d'améliorer les performances.

Les avenues d'interventions potentielles évoquées dans les sections 6.1.3.1 à 6.1.3.3 nous permettent, dans la section qui suit, de proposer une série de recommandations visant à réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons francophones du Québec.

6.2 Recommandations dans le but de réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons francophones du Québec

À la lumière des résultats issus des articles 2 et 3 et des implications qui en découlent, pour réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, la première étape pourrait viser à dépister l'anxiété mathématique, pour ensuite favoriser, chez les apprenantes qui se disent anxieuses à l'égard des mathématiques, la prise en charge de cette forme d'anxiété. Procéder de la sorte pourrait permettre de réduire leur niveau d'anxiété mathématique et également, réduire l'ampleur du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques. Les résultats fournis par Hembree (1990), Jamieson et al. (2016), Park et al. (2014), Passolunghi et al. (2020) et Supekar et al. (2015) révèlent que, pour ce faire, la désensibilisation systématique par l'exposition aux mathématiques, la restructuration cognitive et la thérapie cognitivo-comportementale seraient à favoriser.

Par la suite, les interventions à privilégier pourraient viser à réduire, entre les filles et les garçons, les écarts de concept de soi. À la lumière des éléments présentés à la section 6.1.3.2, pour ce faire, il serait indiqué de : 1) lutter contre les stéréotypes de genre et autres stéréotypes en mathématiques auprès des parents, des enseignants, des futurs enseignants, des employeurs, des décideurs et des apprenants, par la sensibilisation, et en revoyant, au besoin, les programmes de formation, 2) promouvoir la théorie implicite incrémentielle de l'intelligence, promouvoir l'effort et la persévérance en mathématiques, puis valoriser l'erreur pour apprendre, 3) favoriser, chez les jeunes filles, la valeur intrinsèque des mathématiques et inviter les personnes significatives à les valoriser auprès des apprenants, filles comme garçons, 4) favoriser, chez les parents, les enseignants, les futurs enseignants et autres personnes significatives, la prise en charge de leur propre anxiété mathématique, puis outiller ces individus de manière à ce qu'ils puissent intervenir de manière positive, auprès des apprenants, malgré leur anxiété mathématique et enfin, 5) amener les filles à réaliser qu'il existe un décalage entre concept de soi et compétence.

Enfin, comme l'habileté spatiale et l'anxiété générale n'ont pas été documentées lors des épreuves du PISA et qu'en conséquence, elles n'ont pas été étudiées dans le contexte de la présente recherche, il serait pertinent que ces deux concepts soient explorés en conjonction avec le concept de soi, la valeur intrinsèque et la valeur utilitaire. En effet, identifier les sources du lien direct genre/anxiété mathématique relevé dans notre recherche pourrait guider vers la mise en place de nouvelles formes d'interventions en vue de réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, telles que les interventions visant à améliorer l'habileté spatiale des filles via l'entraînement en contexte numérique (Feng et al., 2007; Maloney et al., 2012) ; des interventions qui se sont avérées prometteuses et qui de surcroît pourraient favoriser la valeur intrinsèque des mathématiques auprès des apprenantes (Delage et al., 2022; Ramirez et al., 2018).

6.3 Limites de la présente recherche doctorale et implications

Dans cette section, nous présentons les principales limites de la recherche doctorale menée, de même que leurs implications. Comme nous pourrions le constater, plusieurs des limites soulevées ont trait aux caractéristiques des données analysées, à savoir les échantillons d'élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et de 2012. Rappelons que ces sous-échantillons ont été générés au moyen d'un plan d'échantillonnage complexe, plus précisément un plan d'échantillonnage stratifié à deux niveaux, avec sélection des écoles au premier niveau et sélection de 35 élèves, au sein de chaque école, au second niveau.

Première limite – Faible taux de participation des élèves québécois au PISA de 2012

En 2012, au Québec, bien que le taux de participation des écoles ait été supérieur à 85 %, soit le seuil minimal requis par les normes de qualité du PISA, le taux de participation des élèves, lui, s'est avéré inférieur au seuil à atteindre dans l'ensemble des écoles participantes, à savoir 80 %. En effet, en 2012, seulement 75,6 % des élèves québécois sollicités ont accepté de participer aux épreuves du PISA.

Brochu et al. (2013, p. 55-56) ont documenté les caractéristiques des répondants et des non-répondants, à partir des données brutes du PISA de 2012 pour le Québec et des données

administratives fournies par le ministère de l'Éducation. Les auteurs ont déterminé que les répondants et les non-répondants présentaient les différences suivantes : 1) proportionnellement, plus de répondants que de non-répondants provenaient d'écoles privées, 2) en moyenne, les répondants provenaient de foyers ayant un indice socioéconomique international du statut professionnel (ISEI) plus faible que les non-répondants, 3) proportionnellement, les répondants comptaient moins de garçons que les non-répondants et 4) en moyenne, les répondants ont obtenu de meilleurs résultats dans le test provincial en français effectué auprès des élèves du Québec. Selon Brochu et al. (2013, p. 56), ces différences peuvent avoir eu « une incidence marginale sur les résultats du Québec, spécialement en ce qui concerne le rendement moyen dans chaque matière lors de la présentation des résultats selon le statut socioéconomique ».

Dans le cadre de la présente recherche, le possible biais dû à la non-réponse peut certes avoir une incidence sur les valeurs moyennes des variables non-cognitives documentées, de même que sur les comparaisons effectuées entre les filles et les garçons, en regard de ces variables. Toutefois, au vu de la faible différence entre le taux de participation des élèves jugé acceptable et le taux de participation obtenu en 2012, puis au vu d'analyses supplémentaires que nous avons menées, l'incidence de ce biais, sur nos résultats nous apparaît mineure. En effet, malgré la troisième différence soulevée par Brochu et al. (2013) (voir paragraphe précédent), les analyses supplémentaires que nous avons menées révèlent que la proportion de filles et de garçons de l'échantillon d'élèves québécois francophones de 2012 est fortement comparable à celle de 2003, et ce, même avant la pondération, par les poids de sondage. En effet, en 2003, la proportion de garçons s'est élevée à 48,8 % (avec ou sans pondération par les poids de sondage), puis en 2012, elle s'est élevée à 47,5 %, sans les poids de sondage, et 49,1 %, avec les poids de sondage. En outre, malgré la deuxième différence soulevée par Brochu et al. (2013) (voir paragraphe précédent), nos analyses ont révélé que les garçons et les filles francophones du Québec de l'échantillon de 2012 se sont avérés comparables en regard de leur indice de statut socioéconomique. De ce fait, les comparaisons que nous avons effectuées sur l'échantillon de 2012 ont été menées sur des groupes de filles et de garçons comparables en regard de leur niveau

moyen de statut socioéconomique. Les résultats de ces analyses supplémentaires sont présentés à l'Annexe D.

Deuxième limite- Considérations méthodologiques pouvant expliquer les écarts selon le genre observés dans le cadre de notre recherche

Tout comme cela s'est avéré être le cas avec les résultats issus des recherches présentées dans cette thèse, il ne nous est pas possible d'exclure la possibilité que les écarts d'anxiété mathématique, de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire observés entre les filles et les garçons francophones du Québec puissent s'expliquer par des considérations méthodologiques (p.ex. Devine et al., 2012; Frenzel et al., 2007; Hill et al., 2016). En effet, bien que l'invariance métrique et scalaire des instruments de mesure des variables non-cognitives employés dans notre recherche ait été vérifiée, il n'en demeure pas moins que les phénomènes décrits dans ce qui suit pourraient expliquer, au moins partiellement, les écarts observés entre les filles et les garçons.

Par exemple, il est possible que les filles aient rapporté un niveau moyen d'anxiété mathématique supérieur aux garçons ou un niveau moyen de concept de soi inférieur aux garçons, simplement parce que les filles sont, de manière générale, davantage confortables, capables ou ouvertes à rapporter leurs émotions et perceptions, que les garçons (Ashcraft, 2002; Ashcraft et Ridley, 2005; Bryant et al., 1996; Devine et al., 2012; Frenzel et al., 2007; Hunsley et Flessati, 1988). Cette aisance peut en outre avoir été amplifiée par des phénomènes tels que les stéréotypes de genre en mathématiques ou encore la désirabilité sociale (p.ex. Frenzel et al., 2007).

En effet, les instruments utilisés afin de documenter l'ensemble des variables non-cognitives de notre recherche, des instruments de mesure auto-rapportés, sont vulnérables à des biais comme le biais de réponse lié au genre (traduction libre de *gender-linked response biais*, Devine et al., 2012, p.6), le biais de désirabilité sociale (Paulhus, 2017; Wolter et Von, 2018) ou encore le biais de réponse dû au calibrage inadéquat des perceptions et des jugements relatifs à l'apprentissage, chez les élèves (Winne et Jamieson-Noel, 2002), etc.

En regard des écarts d'anxiété mathématique selon le genre, plus spécifiquement, il est possible que des différences générales d'anxiété, entre les garçons et les filles (p.ex. Dowker et al., 2016;

Frenzel et al., 2007; Hill et al., 2016) contribuent au phénomène. En effet, des études issues de la littérature empirique indiquent que les filles ont, comparativement aux garçons, un niveau d'anxiété générale supérieur, en moyenne (p.ex. Feingold, 1994; Costa et al., 2001; Chapman et al., 2007; Szczygiel, 2020). Toutefois, il semble que même en contrôlant pour l'anxiété générale, les filles se disent en moyenne davantage anxieuses que les garçons (p.ex. Ferguson et al., 2015; Delage et al., 2022).

Il est possible aussi que les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons dans le cadre de notre recherche s'expliquent par des écarts d'habileté spatiale, selon le genre. En effet, des recherches ont montré que l'habileté spatiale médie la relation entre le genre et l'anxiété mathématique (Delage et al., 2022; Ferguson et al., 2015; Gibeau et al., 2023; Maloney et al., 2012; Sokolovski et al., 2019).

Dans le contexte, au moment de documenter, dans le futur, les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, intégrer un instrument de mesure de l'anxiété générale et de l'habileté spatiale serait tout indiqué. D'ailleurs, documenter ces deux concepts en conjonction avec le concept de soi en mathématiques, la valeur intrinsèque des mathématiques, la valeur utilitaire accordée aux mathématiques et les performances, pourrait permettre d'expliquer le lien direct genre/anxiété mathématique relevé dans nos résultats, à la fois en 2003 et en 2012. Hill et al. (2016), Devine et al. (2012) et Mammarella et al. (2019) proposent même d'intégrer un instrument de mesure de l'anxiété d'évaluation (Alpert et Haber, 1960, cité dans Hembree, 1990), au moment d'étudier l'anxiété mathématique et ses liens avec les performances en mathématiques. En effet, Devine et al. (2012) ont montré qu'en contrôlant pour l'anxiété d'évaluation, le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématique est demeuré significatif, chez les filles, seulement.

De plus, puisque l'anxiété mathématique a été étudiée au moyen d'un instrument de mesure auto-rapporté de type trait et que les instruments de ce type risquent davantage d'être biaisés par le concept de soi que les questionnaires de type état (Robinson et Clore, 2002; Goetz et al., 2013), une partie des écarts d'anxiété mathématique observés selon le genre, à tout le moins, pourrait s'expliquer par le fait que les garçons font état d'un concept de soi plus élevée, en

moyenne, que les filles, sans que le niveau d'anxiété mathématique de type état, lui, diffère entre les filles et les garçons.

Toutefois, même si la disparité d'anxiété mathématique selon le genre s'expliquait, en tout ou en partie, par l'une ou l'autre des considérations méthodologiques énoncées ci-haut, le phénomène mérite tout de même d'être sérieusement considéré. En effet, comparativement aux individus qui se disent faiblement ou pas anxieux, les individus qui se disent davantage anxieux à l'égard des mathématiques, à tort ou à raison, sont susceptibles de moins bien réussir en mathématiques et ils risquent, en outre, de se diriger en plus faible proportion vers les professions liées aux mathématiques (Ahmed, 2018; Beilock et Maloney, 2015; Foley et al., 2017; Stoet et al., 2016).

Également, même si la disparité de concept de soi selon le genre s'expliquait par l'une ou l'autre des considérations méthodologiques énoncées ci-haut ou encore par le fait que l'invariance scalaire de la mesure du concept de soi n'a été vérifiée que sur quatre des cinq items en 2003 et sur trois des cinq items, en 2012, il n'en demeure pas moins que le fait de se dire plus fortement en accord avec les items de cet instrument, à tort ou à raison, est associé à un niveau d'anxiété mathématique plus élevé chez les filles. Le fait de se dire davantage anxieux à l'égard des mathématiques, lui, est lié négativement aux performances dans le domaine.

Troisième limite – Biais transculturel potentiel pouvant affecter les comparaisons des écarts d'anxiété mathématique observés selon le genre, entre les pays/économies

Un biais transculturel, lié au style de réponse, pourrait expliquer, en partie, les différences d'écarts d'anxiété mathématique selon le genre observées entre les élèves québécois francophones et les élèves des autres pays/économies ayant participé au PISA de 2003 et de 2012. En 2003, l'OCDE a procédé à des analyses factorielles multigroupes entre les pays/économies de manière à vérifier l'invariance métrique de l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique, mais l'invariance scalaire de cet instrument n'a pas été étudiée à cette occasion (OCDE, 2005, p. 282). De ce fait, les comparaisons des écarts d'anxiété mathématique observés chez les élèves québécois francophones par rapport à ceux observés dans les autres pays/nations sont à considérer avec circonspection.

Quatrième limite – Caractéristiques de l'instrument de mesure employé par le PISA pour appréhender l'anxiété mathématique

Comme nous l'avons vu à la section 1.3 et dans l'article 2 (chapitre 4), l'instrument de mesure employé par le PISA, afin d'appréhender l'anxiété mathématique, est constitué de 5 items. Les analyses factorielles confirmatoires menées par l'OCDE en 2003 ont confirmé, pour cet instrument, une structure à un facteur (OCDE, 2005b). Or, depuis 1972, une multitude d'instruments de mesure de l'anxiété mathématique ont vu le jour (voir la section 2.1 et l'article 2, chapitre 4), puis plusieurs d'entre eux ont révélé que le concept d'anxiété mathématique serait composé de deux, trois et même six facteurs (Cipora et al., 2019).

Dans le contexte, il y a lieu de se demander si l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique employé par le PISA capture suffisamment bien les subtilités du phénomène à étudier (Stoet et al., 2016). Il y a lieu de se demander également quels auraient été les liens observés entre les variables étudiées (genre, performances en mathématiques, concept de soi en mathématiques, valeur intrinsèque des mathématiques, valeur utilitaire accordée aux mathématiques) et différentes dimensions du concept d'anxiété mathématique qui auraient pu être documentées, comme la composante affective et la composante cognitive ou encore comme l'anxiété de test en mathématique, l'anxiété liée à une tâche numérique et l'anxiété liée aux cours de mathématiques (traductions libres de *math test anxiety*, *numerical task anxiety* et *math course anxiety*, respectivement, Cipora et al., 2019, p.21).

Par exemple, au moyen d'un instrument de mesure de l'anxiété mathématique à deux dimensions (la dimension affective et la dimension cognitive), Henschel et Roick (2017) ont pu montrer que les filles font aussi bien état d'un niveau d'anxiété mathématique moyen plus élevé que les garçons sur la dimension affective que sur la dimension cognitive mesurée. Les auteurs ont également pu montrer que, bien que les performances en mathématiques soient liées négativement à chacune des dimensions de l'anxiété mathématique, elles sont corrélées plus fortement à la dimension cognitive du phénomène qu'à sa dimension affective; des constats précieux quand vient le moment de déterminer la nature des interventions à privilégier afin de soutenir les apprenants.

Dans un autre ordre d'idées, il est à noter que nous avons analysé des données recueillies au moyen d'un instrument de mesure de l'anxiété mathématique développé par le PISA pour tester des hypothèses qui découlent du modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006). Dans le contexte, il y a lieu de se demander si l'instrument de mesure employé est en adéquation avec le modèle théorique qui sous-tend notre recherche.

À cet égard, nous tenons à souligner que bien que le PISA ne mentionne pas explicitement les bases théoriques sur lesquelles se fonde son instrument de mesure de l'anxiété mathématique, l'instrument proposé par Pekrun et ses collaborateurs (en adéquation avec le modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun) et employé dans Frenzel et al. (2007) (une recherche largement citée dans le chapitre 5 de cette thèse) s'apparente fortement à celui élaboré par le PISA. En effet, l'instrument de mesure de l'anxiété mathématique développé en adéquation avec le modèle de Pekrun est une sous-échelle de l'*AEQ-M (Achievement Emotions Questionnaire – Mathematics*, Pekrun et al. 2005), un instrument de mesure des émotions académiques en mathématiques. Au sein de l'*AEQ-M*, la sous-échelle de l'anxiété est composée de 4 items qui vont comme suit : 1- *When thinking about my mathematics class, I get nervous*, 2- *I worry if the material is much too difficult for me*, 3- *When thinking of math class, I get queasy*, 4- *Math scares me so much that I would rather not attend school*.

Ce n'est qu'en 2022 qu'une version étendue de l'*AEQ-M* a été développée. La sous-échelle de l'anxiété mathématique y est composée de 34 items. Ces items visent à appréhender 4 composantes des émotions académiques : les composantes affective, cognitive, motivationnelle et physiologique.

Cinquième limite – Nature transversale des données analysées

Comme les données analysées dans le cadre de notre recherche ont été recueillies de manière transversale, nos résultats ne révèlent que des associations entre les variables étudiées. En effet, la nature transversale des données ne nous permet pas d'établir de liens de causalité entre les variables étudiées, même si certains de ces liens apparaissent plus logiques que d'autres (Stoet et al., 2016). Des études longitudinales, débutées dès la petite enfance, pourraient permettre de mieux comprendre les liens de causalité entre les différentes variables considérées dans notre

recherche (genre, anxiété mathématique, performances en mathématiques, concept de soi en mathématiques, valeur intrinsèque des mathématiques et valeur utilitaire accordée aux mathématiques). D'ailleurs, notons que tout au long du texte, les expressions telles que « l'anxiété mathématique pourraient expliquer en partie les écarts de performances en mathématiques » ou « les écarts d'anxiété mathématique pourraient s'expliquer par ... » ne devraient en aucun cas être interprétées au sens d'une relation causale. L'anxiété mathématique dans le premier exemple, puis les écarts d'anxiété mathématique, dans le second, doivent plutôt être interprétés comme des éléments qui contribuent au phénomène qui suit dans la phrase.

6.4 Avenues de recherche futures

Les limites de notre recherche doctorale, présentées ci-haut, nous permettent de mettre en évidence un certain nombre d'avenues de recherche futures. En effet, il serait pertinent, dans le cadre de recherche futures, de documenter les liens entre l'anxiété mathématique, le genre, les performances et les perceptions en employant des instruments de mesure de l'anxiété mathématique qui permettent de documenter diverses dimensions du concept, en employant des instruments de mesure implicite des concepts ou auto-rapportés de type état, en documentant des covariables telles que l'anxiété générale, l'habileté spatiale et l'anxiété d'évaluation et enfin, en privilégiant des approches longitudinales.

Il serait également approprié d'envisager exploiter les données du PISA 2022 afin de vérifier dans quelle mesure les résultats tirés des données de 2003 et de 2012 sont stables et reproductibles, puis afin de déterminer dans quelle mesure les écarts d'anxiété mathématique ont évolué, depuis 2012, chez les élèves québécois francophones.

En plus de tirer profit des limites de la présente recherche en vue d'alimenter les avenues de recherches futures, étudier la situation actuelle du Québec en regard des recommandations exposées à la section 6.2 permet aussi de parvenir à cette fin. Cette étude va comme suit.

Au Québec, depuis bon nombre d'années, des efforts importants sont déployés afin de stimuler la valeur intrinsèque des mathématiques auprès des apprenants. En effet, à titre d'exemple, l'Association québécoise des jeux mathématiques (AQJM) propose, en plus de tout ce qui se

trouve sur son site internet (<https://lamagiedesmaths.ulaval.ca>), un championnat des mathématiques pour l'ensemble des classes, des enseignants et des parents du Québec. Elle propose également une semaine thématique autour des mathématiques pour les écoles de partout au Québec et même, des spectacles et des ateliers de « mathémagie » (Kinnard, 2019, p.30).

Dans le même ordre d'idées, l'Association mathématique du Québec (AMQ) propose, depuis plus de 30 ans, des concours annuels pour les élèves du secondaire et du collégial. L'AMQ offre également des camps mathématiques (<https://www.amq.math.ca>).

Des efforts importants sont aussi déployés, par les universités et les organismes subventionnaires, afin de valoriser les mathématiques et les STIM, auprès des filles, au Québec. À titre d'exemple, la Polytechnique Montréal, l'Université de Sherbrooke, l'Université McGill et l'Université Laval se sont fixé l'objectif d'atteindre 30 % de diplômées en 2030 (Ginoux, 2022), des universités offrent des bourses aux filles qui poursuivent des études supérieures en sciences (Tremblay-Baillargeon, 2022), puis la titulaire de la Chaire pour les femmes en sciences et en génie au Québec et son équipe « travaillent activement à accroître la représentation féminine » en sciences et génie (<https://cfsg.espaceweb.usherbrooke.ca>).

En regard de la lutte aux stéréotypes de genre, le Programme de formation de l'école québécoise prévoit désormais, dans les thèmes obligatoires à aborder, les notions de stéréotypes sexuels et de normes sociales (Ministère de l'Éducation, 2023). Ainsi, bien que les stéréotypes de genre en lien avec les mathématiques n'y figurent pas explicitement, les enfants québécois sont sensibilisés au fait que les stéréotypes sexuels et normes sociales « contribuent à la construction de leur identité de genre » (Ministère de l'Éducation, 2023).

Malgré ces multiples initiatives, qui font écho aux recommandations évoquées à la section 6.2, en vue de réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, à notre connaissance toutefois, il n'y a pas de démarche systématique visant à sensibiliser les apprenants, les parents, les enseignants, les futurs enseignants et autres personnes significatives à l'égard de ce qu'est l'anxiété mathématique, à l'égard de ses liens avec les performances en mathématiques et à l'égard de ses liens présumés avec la sous-représentation des femmes dans les STIM. De

même, à notre connaissance, il n'y a pas de démarche visant soit à dépister l'anxiété mathématique chez les apprenants, les parents, les enseignants, les futurs enseignants ou autres personnes significatives, soit à intervenir en vue de réduire le niveau d'anxiété mathématique des apprenants qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques et réduire l'ampleur du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez ces individus. Dans le contexte, il nous apparaît pertinent d'envisager mettre sur pied de telles démarches, à petite échelle à tout le moins, puis à en étudier l'efficacité.

En parallèle, des données, comme celles notamment du PISA de 2003, 2012 et même 2022, pourrait être analysées, mais par des approches de modélisations d'une nature fort différente de celles employées dans la présente recherche doctorale. En effet, par exemple, procéder à des analyses de données massives pourrait comporter plusieurs avantages. D'abord, en permettant des modélisations non linéaires, ces analyses pourraient permettre de mieux comprendre les dynamiques complexes (médiations et modérations multiples) qui se jouent entre le genre, l'anxiété mathématique, le concept de soi, la valeur intrinsèque des mathématiques, la valeur utilitaire des mathématiques et les performances dans le domaine, puis raffiner le modèle théorique, au besoin. Également, procéder de la sorte pourrait permettre d'inclure un nombre plus important de variables et ainsi permettre de s'intéresser à des données contextuelles issues du questionnaire destiné aux parents et aux écoles, des données qui n'ont pas été analysées dans la présente recherche. De ce fait, l'anxiété mathématique, le genre, les performances en mathématiques et les perceptions pourraient être mises en relation avec des variables comme le niveau de valorisation des mathématiques par les parents ou encore la qualité de la relation élève/enseignant en mathématiques, au sein des écoles participantes. Le tout pourrait permettre de générer des profils d'apprenants, lesquels seraient utilisés pour concevoir des interventions adaptées spécifiquement aux besoins identifiés.

Enfin, dans le cadre de notre recherche, nous avons étudié l'anxiété mathématique sous l'angle des écarts selon le genre. Dans le cadre de recherches futures, l'anxiété mathématique pourrait permettre d'alimenter la réflexion autour de la sous-scolarisation des garçons. En effet, nous avons identifié que l'anxiété mathématique est un facteur de nature individuelle qui peut faire obstacle à la réussite des filles comme des garçons.

Nous avons proposé des recommandations qui pourraient permettre de réduire les écarts d'anxiété mathématique selon le genre, certes, mais nous avons également proposé des recommandations afin de réduire le niveau d'anxiété mathématique des filles comme des garçons et en vue de réduire le lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématique, chez les filles comme chez les garçons.

Nous avons proposé des recommandations visant à favoriser le concept de soi en mathématiques des filles, certes, mais la vaste majorité des leviers identifiés sont adaptés tant à la situation des filles qu'à celle des garçons. En effet, nous avons répondu à l'objectif général de notre recherche qui visait à quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques et ensuite, identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012. Nous avons également répondu à l'objectif préliminaire de recherche que nous avons défini en introduction, à savoir identifier un ou des facteurs de nature individuelle pouvant faire obstacle à la réussite en mathématiques et qui pourraient, à terme, guider vers de nouvelles stratégies d'intervention. De là, le lien avec le problème soulevé à l'égard de la sous-scolarisation des garçons.

6.5 Apports de la thèse

Dans cette section, nous faisons état des apports de la thèse sur les plans théorique, méthodologique, empirique et pratique. Pour ce faire, nous passons en revue les différents chapitres de ladite thèse.

Au premier chapitre, nous avons montré que les écarts de performances observés entre les filles et les garçons du Québec, dans le cadre du PISA de 2003 et de 2012, se révèlent aussi dans le sous-groupe d'élèves québécois francophones. À notre connaissance, notre thèse est la première à faire état de ces écarts, dans ce sous-groupe, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012.

Au second chapitre, nous avons exposé les trois hypothèses explicatives du lien négatif entre l'anxiété mathématique et les performances en mathématiques, en prenant appui notamment sur les travaux de Ramirez et al. (2018). Nous avons intégré ces trois hypothèses au sein du Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006). À notre connaissance, la présente recherche est la première à soulever la compatibilité théorique entre les trois hypothèses explicatives du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques et le Modèle du contrôle et de la valeur pour les émotions académiques de Pekrun (2006). Procéder de la sorte nous a permis de situer le concept d'anxiété mathématique au sein des émotions dites « académiques », puis de prendre appui sur l'hypothèse de l'interprétation (Ramirez et al., 2018), de même que sur le postulat de base du Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006) afin d'étudier les liens entre les écarts d'anxiété mathématique selon le genre et les écarts de perceptions selon le genre (concept de soi en mathématiques, valeur intrinsèque des mathématiques et valeur utilitaire accordée aux mathématiques).

Le premier article de la thèse, présenté au troisième chapitre, constitue, à notre connaissance, le premier document à aborder, de manière concomitante, les trois considérations méthodologiques à prendre en compte au moment d'analyser, de manière secondaire, des données issues du PISA. Il nous apparaît aussi être le premier à le faire, en français, et dans une approche pédagogique (l'article fournit les commandes afin de réaliser les analyses dans *Mplus* et du matériel complémentaire est fourni avec la version publiée de l'article : fichiers de données et syntaxes afin de réaliser les analyses dans *Mplus*).

Le second article de la thèse, présenté au quatrième chapitre, fournit ce qui à notre connaissance, constitue le premier portrait à grande échelle des écarts d'anxiété mathématique selon le genre et du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques, chez les élèves francophones du Québec.

Le troisième article de la thèse, présenté au cinquième chapitre, dévoile ce qui, à notre connaissance, constitue le premier portrait à grande échelle des écarts de concept de soi, de valeur intrinsèque et de valeur utilitaire, entre les filles et les garçons francophones du Québec.

En prenant appui sur le postulat de base du Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006) et par le fait même, sur l'hypothèse de l'interprétation (Ramirez et al., 2018), cet article montre également que les écarts d'anxiété mathématique observés selon le genre, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, s'expliquent par deux éléments : un concept de soi plus faible chez les filles que chez les garçons et un lien direct genre/anxiété mathématique significatif.

Très peu de recherches ont, à ce jour, étudié les écarts d'anxiété mathématique à la lumière du Modèle du contrôle et de la valeur de Pekrun (2006) et de l'hypothèse de l'interprétation. Il s'agit d'ailleurs d'une recommandation évoquée en 2018, par Ramirez et al. et en 2019, par Ashcraft. En effet, très peu de recherches ont, à ce jour, étudié l'anxiété mathématique en mettant le concept en relation avec les perceptions de l'apprenant (Ashcraft, 2019; Ramirez et al., 2018; Wang et al., 2018).

Aux chapitres 4 et 5, nous avons vérifié l'invariance métrique et l'invariance scalaire des instruments de mesure de l'anxiété mathématique, du concept de soi en mathématiques, de la valeur intrinsèque et de la valeur utilitaire accordée aux mathématiques. Bien qu'il soit fortement recommandé de procéder à ces vérifications avant de comparer des moyennes entre des groupes d'individus (Meredith, 1993; Steenkamp et Baumgartner, 1998; Steinmetz, 2011; Vandenberg et Lance, 2000), très peu de recherches l'ont fait, en regard des variables considérées dans notre recherche (Rossi et al., 2022), jusqu'à ce jour.

Au chapitre 6, la mise en commun des résultats issus des trois articles, puis les implications qui en découlent nous ont permis d'énoncer des recommandations dans le but de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés entre les filles et les garçons au Québec. À notre connaissance, il s'agit des premières recommandations visant à réduire ces écarts, chez les élèves québécois.

Au chapitre 6, la mise en commun des limites de l'ensemble de la recherche, puis l'étude de la situation québécoise en regard des recommandations exposées en vue de réduire les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons nous ont permis de proposer des avenues de recherche futures, de même que des interventions à mettre en œuvre, dans le futur.

Enfin, bien que la thèse réponde effectivement à l'objectif général de recherche fixé, à savoir quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, étudier le lien anxiété

mathématique/performances en mathématiques et ensuite, identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012, elle répond également à l'objectif préliminaire de recherche à l'origine de l'ensemble de la démarche. Cet objectif préliminaire avait été défini comme suit en introduction : identifier un ou des facteurs de nature individuelle pouvant faire obstacle à la réussite en mathématiques et qui pourraient, à terme, guider vers de nouvelles stratégies d'intervention.

Nous avons effectivement montré que l'anxiété mathématique est un facteur de nature individuelle pouvant faire obstacle à la réussite en mathématiques. Nous avons proposé des avenues d'intervention potentielles en vue de réduire le niveau d'anxiété mathématique des individus qui se disent anxieux à l'égard des mathématiques, de même que des avenues d'intervention potentielles en vue de réduire l'ampleur du lien négatif anxiété mathématique/performances en mathématiques. Ces avenues pourraient faire en sorte que davantage d'apprenants, filles et garçons, performant à la hauteur de leur potentiel, en mathématiques.

6.6 Conclusion

Dans le cadre de cette thèse nous avons souhaité vérifier si l'anxiété mathématique pourrait expliquer les écarts de performances observés entre les filles et les garçons francophones du Québec, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012. Nous avons défini l'objectif général de notre recherche de la manière suivante : quantifier les écarts d'anxiété mathématique entre les filles et les garçons, étudier le lien anxiété mathématique/performances en mathématiques et ensuite, identifier des facteurs ayant le potentiel de réduire les écarts d'anxiété mathématique observés, chez les élèves québécois francophones de 15 ans, à partir d'une analyse secondaire des données du PISA de 2003 et de 2012.

Afin de répondre à cet objectif général de recherche, nous avons défini trois objectifs spécifiques de recherche. Chacun de ces objectifs spécifiques a été traité dans un des articles de la thèse. La mise en commun des résultats issus de ces trois articles nous a permis de confirmer qu'effectivement, il y a lieu de penser que l'anxiété mathématique explique les écarts de

performances observés entre les filles et les garçons au Québec. De ce fait, nous avons proposé une série de recommandations qui pourraient faire en sorte que davantage de filles performant à la hauteur de leur potentiel en mathématiques, certes, mais également, que davantage d'apprenants puissent y arriver.

Références bibliographiques

- Adams, R. J., Wilson, M. et Wang, W.-c. (1997a). The multidimensional random coefficients multinomial logit model. *Applied Psychological Measurement*, 21(1), 1-23. <https://doi.org/10.1177/0146621697211001>
- Adams, R. J., Wilson, M. et Wu, M. (1997b). Multilevel item response modes: An approach to errors in variables regression. *Journal of Educational Behavioral Statistics*, 22(1), 47-76. <https://doi.org/10.3102/10769986022001047>
- Ahmed, W., Minnaert, A., Kuyper, H. et van der Werf, G. (2012). Reciprocal relationships between math self-concept and math anxiety. *Learning Individual Differences*, 22(3), 385-389. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2011.12.004>
- Ahmed, W. (2018). Developmental trajectories of math anxiety during adolescence: Associations with STEM career choice. *Journal of adolescence*, 67, 158-166. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2018.06.010>
- Alexander, L. et Martray, C. (1989). The development of an abbreviated version of the Mathematics Anxiety Rating Scale. *Measurement Evaluation in Counseling Development*, 22(3), 143-150. <https://doi.org/10.1080/07481756.1989.12022923>
- Ashcraft, M. H. (2002). Math anxiety: Personal, educational, and cognitive consequences. *Current Directions in Psychological Science*, 11(5), 181-185. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.00196>
- Ashcraft, M. H. et Kirk, E. P. (2001). The relationships among working memory, math anxiety, and performance. *Journal of Experimental Psychology: General*, 130(2), 224-237. <https://doi.org/10.1037/0096-3445.130.2.224>
- Ashcraft, M. H. et Ridley, K. S. (2005). Math anxiety and its cognitive consequences: A tutorial review. Dans J. I. D. Campbell (dir.), *Handbook of Mathematical Cognition* (p. 315-327). Psychology Press.
- Ashcraft, M. H. et Moore, A. M. (2009). Mathematics anxiety and the affective drop in performance. *Journal of Psychoeducational assessment*, 27(3), 197-205. <https://doi.org/10.1177/0734282908330580>

- Asparouhov, T. (2004). Stratification in multivariate modeling: Mplus Web Notes: No. 9. <http://www.statmodel.com/download/webnotes/MplusNote921.pdf>
- Asparouhov, T. (2005). Sampling weights in latent variable modeling. *Structural equation modeling*, 12(3), 411-434. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1203_4
- Asparouhov, T. et Muthén, B. (2005). Multivariate statistical modeling with survey data. Dans *Proceedings of the Federal Committee on Statistical Methodology (FCSM) research conference*.
http://www.statmodel.com/download/2005FCSM_Asparouhov_Muthén_IIA.pdf
- Asparouhov, T. (2006). General multi-level modeling with sampling weights. *Communications in Statistics—Theory Methods*, 35(3), 439-460. <https://doi.org/10.1080/03610920500476598>
- Asparouhov, T. et Muthen, B. (2006). Multilevel modeling of complex survey data. Dans *Proceedings of the joint statistical meeting in Seattle* (p. 2718-2726). <https://www.statmodel.com/download/SurveyJSM1.pdf>
- Appel, M., Kronberger, N. et Aronson, J. (2011). Stereotype threat impairs ability building: Effects on test preparation among women in science and technology. *European Journal of Social Psychology*, 41(7), 904-913. <https://doi.org/10.1002/ejsp.835>
- Aunola, K., Leskinen, E., Lerkkanen, M.-K. et Nurmi, J.-E. (2004). Developmental dynamics of math performance from preschool to grade 2. *Journal of Educational Psychology*, 96(4), 699-713. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.96.4.699>
- Baddeley, A. (1992). Working memory. *Science*, 255(5044), 556-559. <https://doi.org/10.1126/science.1736359>
- Baddeley, A. D. et Hitch, G. (1974). Working memory. *Psychology of learning and motivation*, 8, 47-89. [https://doi.org/10.1016/S0079-7421\(08\)60452-1](https://doi.org/10.1016/S0079-7421(08)60452-1)
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191-215. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191>
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W.H. Freeman.
- Bandura, A. (2003). *Auto-efficacité : Le sentiment d'efficacité personnelle* (traduit par Jacques Lecomte). De Boeck.

- Barroso, C., Ganley, C. M., McGraw, A. L., Geer, E. A., Hart, S. A. et Daucourt, M. C. (2021). A meta-analysis of the relation between math anxiety and math achievement. *Psychological Bulletin*, 147(2), 134-168. <https://doi.org/10.1037/bul0000307>
- Bayes, T. (1763). An Essay Towards Solving a Problem in the Doctrine of Chances, *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, 53, 370-418. <https://doi.org/10.1098/rstl.1763.0053>
- Beilock, S. L. et Carr, T. H. (2005). When high-powered people fail: Working memory and “choking under pressure” in math. *Psychological Science*, 16(2), 101-105. <https://doi.org/10.1111/j.0956-7976.2005.00789.x>
- Beilock, S. L., Gunderson, E. A., Ramirez, G. et Levine, S. C. (2010). Female teachers’ math anxiety affects girls’ math achievement. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 107(5), 1860-1863. <https://doi.org/10.1073/pnas.0910967107>
- Beilock, S. L. et Maloney, E. A. (2015). Math anxiety: A factor in math achievement not to be ignored. *Policy Insights from the Behavioral and Brain Sciences*, 2(1), 4-12. <https://doi.org/10.1177/2372732215601438>
- Bekdemir, M. (2010). The pre-service teachers’ mathematics anxiety related to depth of negative experiences in mathematics classroom while they were students. *Educational Studies in Mathematics*, 75(3), 311-328. <https://doi.org/10.1007/s10649-010-9260-7>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual* (Vol. 6). Multivariate software.
- Berger, J.-L. (2015). *Apprendre : la rencontre entre motivation et métacognition. Autorégulation dans l'apprentissage des mathématiques en formation professionnelle*. Peter Lang.
- Berkowitz, T., Schaeffer, M. W., Maloney, E. A., Peterson, L., Gregor, C., Levine, S. C. et Beilock, S. L. (2015). Math at home adds up to achievement in school. *Science*, 350(6257), 196-198. <https://doi.org/10.1126/science.aac7427>
- Bieg, M., Goetz, T., Wolter, I. et Hall, N. C. (2015). Gender stereotype endorsement differentially predicts girls' and boys' trait-state discrepancy in math anxiety. *Frontiers in psychology*, 6, article 1404, 1-8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01404>

- Bieleke, M., Goetz, T., Yanagida, T., Botes, E., Frenzel, A. C. et Pekrun, R. (2023). Measuring emotions in mathematics: The Achievement Emotions Questionnaire—Mathematics (AEQ-M). *ZDM—Mathematics Education*, 55(2), 269-284.
<https://doi.org/10.1007/s11858-022-01425-8>
- Binder, D. A. (1983). On the variances of asymptotically normal estimators from complex surveys. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, 279-292.
<https://doi.org/10.2307/1402588>
- Blajenkova, O., Kozhevnikov, M. et Motes, M. A. (2006). Object-spatial imagery: A new self-report imagery questionnaire. *Applied Cognitive Psychology: The Official Journal of the Society for Applied Research in Memory Cognition*, 20(2), 239-263.
<https://doi.org/10.1002/acp.1182>
- Bock, R. D. et Aitkin, M. (1981). Marginal maximum likelihood estimation of item parameters: Application of an EM algorithm. *Psychometrika*, 46(4), 443-459.
<https://doi.org/10.1007/BF02293801>
- Bock, R. D. et Mislevy, R. J. (1982). Adaptive EAP estimation of ability in a microcomputer environment. *Applied Psychological Measurement*, 6(4), 431-444.
<https://doi.org/10.1177/014662168200600405>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons.
- Bong, M. et Skaalvik, E. M. (2003). Academic self-concept and self-efficacy: How different are they really? *Educational Psychology Review*, 15(1), 1-40.
<https://doi.org/10.1023/A:1021302408382>
- Brochu, P., Deussing, M.-A., Houme, K. et Chuy, M. (2013). *À la hauteur: Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE - Le rendement des jeunes du Canada en sciences, en lecture et en mathématiques - Premiers résultats de 2012 pour les jeunes du Canada âgés de 15 ans*. Conseil des ministres de l'Éducation (Canada).
https://www.cmec.ca/Publications/Lists/Publications/Attachments/318/PISA2012_CanadianReport_FR_Web.pdf

- Bryant, F. B., Yarnold, P. R. et Grimm, L. G. (1996). Toward a measurement model of the affect intensity measure: A three-factor structure. *Journal of Research in Personality*, 30(2), 223-247. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1996.0015>
- Bussière, P., Cartwright, F., Crocker, R., Ma, X., Oderkirk, J. et Zhang, Y. (2001). *À la hauteur: La performance des jeunes du Canada en lecture, en mathématiques et en sciences – Étude PISA de l'OCDE - Premiers résultats pour les Canadiens de 15 ans*. Statistique Canada. <https://www.cmec.ca/docs/pisa2000/RapportCanada.FR.pdf>
- Bussière, P., Knighton, T. et Cartwright, F. (2004). *À la hauteur: Résultats canadiens de l'études PISA de l'OCDE: la performance des jeunes du Canada en mathématiques, en lecture, en sciences et en résolution de problèmes: premiers résultats de 2003 pour les Canadiens de 15 ans*. Statistique Canada. <https://www.cmec.ca/docs/pisa2003.fr.pdf>
- Bussière, P., Knighton, T. et Pennock, D. (2007). *À la hauteur: Résultats canadiens de l'études PISA de l'OCDE - La performance des jeunes du Canada en sciences, en lecture et en mathématiques -Premiers résultats de 2006 pour les Canadiens de 15 ans*. Statistique Canada. <https://www.cmec.ca/docs/pisa2006/Pisa2006.fr.pdf>
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J. et Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: the issue of partial measurement invariance. *Psychological bulletin*, 105(3), 456-466. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.456>
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.
- Carey, E., Hill, F., Devine, A. et Szücs, D. (2016). The chicken or the egg? The direction of the relationship between mathematics anxiety and mathematics performance. *Frontiers in Psychology*, 6, Article 1987, 1-6. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01987>
- Casad, B. J., Hale, P. et Wachs, F. L. (2015). Parent-child math anxiety and math-gender stereotypes predict adolescents' math education outcomes. *Frontiers in psychology*, 6, Article 1597,1-21. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01597>
- Chapman, B. P., Duberstein, P. R., Sörensen, S. et Lyness, J. M. (2007). Gender differences in Five Factor Model personality traits in an elderly cohort. *Personality and individual differences*, 43(6), 1594-1603. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.04.028>

- Cipora, K., Artemenko, C. et Nuerk, H.-C. (2019). Different ways to measure math anxiety. Dans I. C. Mammarella, S. Caviola et A. Dowker (dir.) *Mathematics Anxiety – What is known and what is still to be understood* (p. 20-41). Routledge.
- Chapman, O. (2007). Facilitating preservice teachers' development of mathematics knowledge for teaching arithmetic operations. *Journal of Mathematics Teacher Education*, 10, 341-349. <https://doi.org/10.1007/s10857-007-9046-8>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W. et Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Chiu, M. M. et Klassen, R. M. (2010). Relations of mathematics self-concept and its calibration with mathematics achievement: cultural differences among fifteen-year-olds in 34 countries. *Learning Instruction*, 20(1), 2-17. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2008.11.002>
- Correll, S. J. (2001). Gender and the career choice process: The role of biased self-assessments. *American journal of Sociology*, 106(6), 1691-1730. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1086/321299>
- Costa Jr, P. T., Terracciano, A. et McCrae, R. R. (2001). Gender differences in personality traits across cultures: robust and surprising findings. *Journal of personality and social psychology*, 81(2), 322-331. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.81.2.322>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334.
- Cvencek, D., Meltzoff, A. N. et Greenwald, A. G. (2011). Math–gender stereotypes in elementary school children. *Child development*, 82(3), 766-779. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01529.x>

- Damasio, A. R. (2004). Emotions and Feelings. Dans A. S. R. Manstead, N. Frijda et A. Fischer (dir.), *Feelings and emotions: The Amsterdam symposium* (p. 49-57). Cambridge University Press.
- Delage, V., Trudel, G., Retanal, F. et Maloney, E. A. (2022). Spatial anxiety and spatial ability: Mediators of gender differences in math anxiety. *Journal of Experimental Psychology: General*, 151(4), 921-933. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/xge0000884>
- Devine, A., Fawcett, K., Szűcs, D. et Dowker, A. (2012). Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling for test anxiety. *Behavioral and brain functions*, 8, 1-9. <https://doi.org/10.1186/1744-9081-8-33>
- Dowker, A., Bennett, K. et Smith, L. (2012). Attitudes to mathematics in primary school children. *Child Development Research*, 2012, Article 124939. <https://doi.org/10.1155/2012/124939>
- Dowker, A., Sarkar, A. et Looi, C. Y. (2016). Mathematics anxiety: What have we learned in 60 years? *Frontiers in psychology*, 7, Article 508, 1-16. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00508>
- Dreger, R. M. et Aiken, L. R., Jr. (1957). The identification of number anxiety in a college population. *Journal of Educational psychology*, 48(6), 344-351. <https://doi.org/10.1037/h0045894>
- Dweck, C. S. (2006). *Mindset: The new psychology of success*. Random house.
- Dweck, C. S. (2017). From needs to goals and representations: Foundations for a unified theory of motivation, personality, and development. *Psychological review*, 124(6), 689-719. <https://doi.org/10.1037/rev0000082>
- Eccles, J. S., Jacobs, J. E. et Harold, R. D. (1990). Gender role stereotypes, expectancy effects, and parents' socialization of gender differences. *Journal of social issues*, 46(2), 183-201. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1990.tb01929.x>
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S. et Linn, M. C. (2010). Cross-national patterns of gender differences in mathematics: a meta-analysis. *Psychological bulletin*, 136(1), 103. <http://dx.doi.org/10.1037/a0018053>

- Encinas-Martín, M. et M. Cherian (2023). *Gender, Education and Skills : The Persistence of Gender Gaps in Education and Skills*, OECD Skills Studies. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/34680dd5-en>
- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. Guilford press.
- Ersozlu, Z. et Karakus, M. (2019). Mathematics anxiety: Mapping the literature by bibliometric analysis. *EURASIA Journal of Mathematics, Science and Technology Education*, 15(2), 1-12. <https://doi.org/10.29333/ejmste/102441>
- Ertl, B., Luttenberger, S. et Paechter, M. (2017). The impact of gender stereotypes on the self-concept of female students in STEM subjects with an under-representation of females. *Frontiers in Psychology*, 8, Article 703, 1-11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00703>
- Fan, W. et Williams, C. M. (2010). The effects of parental involvement on students' academic self-efficacy, engagement and intrinsic motivation. *Educational psychology*, 30(1), 53-74. <https://doi.org/10.1080/01443410903353302>
- Faust, M. W. (1992). *Analysis of physiological reactivity in mathematics anxiety*. [thèse de doctorat, Bowling Green State University]. https://etd.ohiolink.edu/apexprod/rws_etd/send_file/send?accession=bgsu1668674996430557&disposition=inline
- Faust, M. W., Ashcraft, M. H. et Fleck, D. E. (1996). Mathematics Anxiety Effects in Simple and Complex Addition. *Mathematical Cognition*, 2(1), 25-62. <https://doi.org/10.1080/135467996387534>
- Feingold, A. (1994). Gender differences in personality: a meta-analysis. *Psychological bulletin*, 116(3), 429. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.116.3.429>
- Feingold, A. (2019). New approaches for estimation of effect sizes and their confidence intervals for treatment effects from randomized controlled trials. *The quantitative methods for psychology*, 15(2), 96-111. <https://doi.org/10.20982%2Ftqmp.15.2.p096>
- Feng, J., Spence, I. et Pratt, J. (2007). Playing an action video game reduces gender differences in spatial cognition. *Psychological science*, 18(10), 850-855. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2007.01990.x>

- Fennema, E. et Sherman, J. A. (1976). Fennema-Sherman mathematics attitudes scales: Instruments designed to measure attitudes toward the learning of mathematics by females and males. *Journal for Research in Mathematics Education*, 7(5), 324-326. <https://doi.org/10.2307/748467>
- Ferguson, A. M., Maloney, E. A., Fugelsang, J. et Risko, E. F. (2015). On the relation between math and spatial ability: The case of math anxiety. *Learning Individual Differences*, 39, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2015.02.007>
- Flore, P. C. et Wicherts, J. M. (2015). Does stereotype threat influence performance of girls in stereotyped domains? A meta-analysis. *Journal of school psychology*, 53(1), 25-44. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2014.10.002>
- Foley, A. E., Herts, J. B., Borgonovi, F., Guerriero, S., Levine, S. C. et Beilock, S. L. (2017). The math anxiety-performance link: A global phenomenon. *Current Directions in Psychological Science*, 26(1), 52-58. <https://doi.org/10.1177/0963721416672463>
- Fonseca, R., Fontaine, M. M. et Haeck, C. (2021). *Le lien entre les compétences en numératie et les rendements sur le marché du travail au Québec* (2021RP-11, CIRANO). <https://www.cirano.qc.ca/fr/sommaires/2021RP-11>
- Fortin, M.-F. et Gagnon, J. (2022). *Fondements et étapes du processus de recherche: méthodes quantitatives et qualitatives* (4^e éd.). Chenelière éducation.
- Frenzel, A. C., Pekrun, R. et Goetz, T. (2007). Girls and mathematics—A "hopeless" issue? A control-value approach to gender differences in emotions towards mathematics. *European Journal of Psychology of Education*, 22(4), 497-514. <https://doi.org/10.1007/BF03173468>
- Geary, D. C. (1996). Sexual selection and sex differences in mathematical abilities. *Behavioral and brain sciences*, 19(2), 229-247. <https://doi.org/10.1017/S0140525X00042400>
- Geary, D. C. et Widaman, K. F. (1992). Numerical cognition: On the convergence of componential and psychometric models. *Intelligence*, 16(1), 47-80. [https://doi.org/10.1016/0160-2896\(92\)90025-M](https://doi.org/10.1016/0160-2896(92)90025-M)
- Gibeau, R. M., Maloney, E. A., Béland, S., Lalande, D., Cantinotti, M., Williot, A., Chanquoy, L., Simon, J., Boislard-Pépin, M.-A. et Cousineau, D. (2023). The Correlates of Statistics

- Anxiety: Relationships With Spatial Anxiety, Mathematics Anxiety and Gender. *Journal of Numerical Cognition*, 9(1), 16-43. <https://doi.org/10.5964/jnc.8199>
- Ginoux, S. (2022). *Objectif : 30% d'ingénieures au Canada d'ici 2030!* Génie-inc.com. <https://www.genie-inc.com/article/1236/objectif-30-dingenieures-au-canada-dici-2030>
- Godard, A., Arciszewski, T., Enea-Drapeau, C. et Perret, P. (2021). Les théories implicites de l'intelligence: une question de perspectives?. *Psychologie Française*, 68(1), 137-155. <https://doi.org/10.1016/j.psfr.2021.09.001>
- Goetz, T., Frenzel, A. C., Hall, N. C. et Pekrun, R. (2008). Antecedents of academic emotions: Testing the internal/external frame of reference model for academic enjoyment. *Contemporary Educational Psychology*, 33(1), 9-33. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2006.12.002>
- Goetz, T., Cronjäger, H., Frenzel, A. C., Lüdtke, O. et Hall, N. C. (2010). Academic self-concept and emotion relations: Domain specificity and age effects. *Contemporary Educational Psychology*, 35(1), 44-58. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2009.10.001>
- Goetz, T., Bieg, M., Lüdtke, O., Pekrun, R. et Hall, N. C. (2013). Do Girls Really Experience More Anxiety in Mathematics? *Psychological Science*, 24(10), 2079-2087. <https://doi.org/10.1177%2F0956797613486989>
- Goldman, A. D. et Penner, A. M. (2016). Exploring international gender differences in mathematics self-concept. *International Journal of Adolescence and Youth*, 21(4), 403-418. <https://doi.org/10.1080/02673843.2013.847850>
- Gough, M. F. (1954). Why Failures in Mathematics? Mathemaphobia : Causes and Treatments. *The Clearing House : A Journal of Educational Strategies, Issues and Ideas*, 28(5), 290-294. <https://doi.org/10.1080/00098655.1954.11476830>
- Graham, J. W., Hofer, S. M. et MacKinnon, D. P. (1996). Maximizing the usefulness of data obtained with planned missing value patterns: An application of maximum likelihood procedures. *Multivariate Behavioral Research*, 31(2), 197-218. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3102_3

- Guimond, S. et 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, 275-293. <https://doi.org/10.1023/A:1011332704215>
- Gunderson, E. A., Ramirez, G., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2012). The role of parents and teachers in the development of gender-related math attitudes. *Sex roles*, 66, 153-166.
- Harari, R. R., Vukovic, R. K. et Bailey, S. P. (2013). Mathematics anxiety in young children: An exploratory study. *The Journal of Experimental Education*, 81(4), 538-555. <https://doi.org/10.1080/00220973.2012.727888>
- Hayduk, L. A. (1987). *Structural equation modeling with LISREL: Essentials and advances*. Jhu Press.
- Heck, R. H. et Thomas, S. L. (2015). *An introduction to multilevel modeling techniques: MLM and SEM approaches using Mplus* (3^e éd.). Routledge.
- Hembree, R. (1990). The nature, effects, and relief of mathematics anxiety. *Journal for Research in Mathematics Education*, 21(1), 33-46. <https://doi.org/10.2307/749455>
- Henschel, S. et Roick, T. (2017). Relationships of mathematics performance, control and value beliefs with cognitive and affective math anxiety. *Learning and Individual Differences*, 55, 97-107. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.03.009>
- Herbert, J. et Stipek, D. (2005). The emergence of gender differences in children's perceptions of their academic competence. *Journal of applied developmental Psychology*, 26(3), 276-295. <https://doi.org/10.1016/j.appdev.2005.02.007>
- Heeringa, S. G., West, B. T. et Berglund, P. A. (2017). *Applied survey data analysis*. Chapman et Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9781315153278>
- Herts, J. B. Beilock, S. L. et Levine, S. C. (2019). The role of parents' and teachers' math anxiety in children's math learning and attitudes. Dans I. C. Mammarella, S. Caviola et A. Dowker (dir.) *Mathematics Anxiety – What is known and what is still to be understood* (p. 190-210). Routledge.
- Hidi, S. et Renninger, K. A. (2006). The four-phase model of interest development. *Educational Psychologist*, 41(2), 111-127. https://doi.org/10.1207/s15326985ep4102_4

- Hill, F., Mammarella, I. C., Devine, A., Caviola, S., Passolunghi, M. C. et Szűcs, D. (2016). Maths anxiety in primary and secondary school students: Gender differences, developmental changes and anxiety specificity. *Learning and individual differences*, 48, 45-53. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.02.006>
- Ho, H. Z., Senturk, D., Lam, A. G., Zimmer, J. M., Hong, S., Okamoto, Y., Chiu, S.-Y., Nakazawa, Y. et Wang, C. P. (2000). The affective and cognitive dimensions of math anxiety: A cross-national study. *Journal for research in Mathematics Education*, 31(3), 362-379. <https://doi.org/10.2307/749811>
- Holloway, I. D. et Ansari, D. (2008). Domain-specific and domain-general changes in children's development of number comparison. *Developmental Science*, 11(5), 644-649. <https://doi.org/10.1111/j.1467-7687.2008.00712.x>
- Hopko, D. R., Mahadevan, R., Bare, R. L. et Hunt, M. K. (2003). The abbreviated math anxiety scale (AMAS) construction, validity, and reliability. *Assessment*, 10(2), 178-182. <https://doi.org/10.1177/1073191103010002008>
- Horvitz, D. G. et Thompson, D. J. (1952). A generalization of sampling without replacement from a finite universe. *Journal of the American statistical Association*, 47(260), 663-685. <https://doi.org/10.1080/01621459.1952.10483446>
- Hu, L.-t. et Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hunsley, J. et Flessati, S. L. (1988). Gender and mathematics anxiety: The role of math-related experiences and opinions. *Anxiety Research*, 1(3), 215-224. <https://doi.org/10.1080/08917778808248720>
- Hyde, J. S., Fennema, E. et Lamon, S. J. (1990). Gender differences in mathematics performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 107(2), 139-155. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.139>
- Jacobs, J. K. et Morita, E. (2002). Japanese and American teachers' evaluations of videotaped mathematics lessons. *Journal for Research in Mathematics Education*, 33(3), 154-175. <https://doi.org/10.2307/749723>

- Jamieson, J. P., Peters, B. J., Greenwood, E. J. et Altose, A. J. (2016). Reappraising stress arousal improves performance and reduces evaluation anxiety in classroom exam situations. *Social Psychological and Personality Science*, 7(6), 579-587. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/1948550616644656>
- Joensen, J. S. et Nielsen, H. S. (2009). Is there a causal effect of high school math on labor market outcomes? *Journal of Human Resources*, 44(1), 171-198.
- Joncas, M. et Foy, P. (2011). Sample design in TIMSS and PIRLS. *Methods and procedures in TIMSS and PIRLS*, 1-21.
- Jöreskog, K. G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36(4), 409-426.
- Kalton, G. (1977). Practical methods for estimating survey sampling errors. *Bulletin of the International Statistical Institute*, 47(3), 495-514.
- Kalton, G. (1983). Models in the practice of survey sampling. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, 175-188. <https://doi.org/10.2307/1402747>
- Kessels, U. (2015). Bridging the gap by enhancing the fit: How stereotypes about STEM clash with stereotypes about girls. *International Journal of Gender, Science and Technology*, 7(2), 280-296. <https://genderandset.open.ac.uk/index.php/genderandset/article/view/392>
- Kim, J.-S., Anderson, C. J. et Keller, B. (2013). Multilevel analysis of assessment data. Dans L. Rutkowski, M. von Davier, et D. Rutkowski (dir.), *Handbook of international large-scale assessment: Background, technical issues, methods of data analysis* (p. 389-425). CRC Press.
- Kinnard, N. (2019, Hiver). Qui a peur des mathématiques ? *Contact*, 26-29. https://contact.ulaval.ca/article_magazine/qui-a-peur-des-mathematiques/index.html
- Kish, L. (1965). *Survey sampling*. Wiley.
- Kish, L. (1992). Weighting for Unequal Pi. *Journal of Official Statistics*, 8(2), pp.183-200. <https://www.proquest.com/scholarly-journals/weighting-unequal-pi/docview/1266806713/se-2>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4^e éd.). Guilford Press.

- Knighton, T., Brochu, P. et Gluszynski, T. (2010). *À la hauteur: Résultats canadiens de l'études PISA de l'OCDE - La performance des jeunes du Canada en lecture, en mathématiques et en sciences-Premiers résultats de 2009 pour les Canadiens de 15 ans*. Statistique Canada. http://www.gov.pe.ca/photos/original/eecd_pisareporF.pdf
- Kyttälä, M. et Björn, P. M. (2010). Prior mathematics achievement, cognitive appraisals and anxiety as predictors of Finnish students' later mathematics performance and career orientation. *Educational Psychology Review*, 30(4), 431-448. <https://doi.org/10.1080/01443411003724491>
- Kovačević, M. S. et Rai, S. N. (2003). A pseudo maximum likelihood approach to multilevel modelling of survey data. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 32(1), 103-121. <https://doi.org/10.1081/STA-120017802>
- Lazarus, M. (1974). Mathophobia: Some personal speculations. *National Elementary Principal*, 53(2), 16-22.
- Lee, J. (2009). Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries. *Learning Individual Differences*, 19(3), 355-365. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.10.009>
- Lee, J. et Stankov, L. (2013). Higher-order structure of noncognitive constructs and prediction of PISA 2003 mathematics achievement. *Learning Individual Differences*, 26, 119-130. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.05.004>
- Little, R. J. et Rubin, D. B. (2002). *Statistical analysis with missing data* (2^e éd.). John Wiley & Sons.
- Lohr, S.L. (2019). *Sampling: Design and Analysis* (2^e éd.). Chapman et Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9780429296284>
- Lyons, I. M. et Beilock, S. L. (2012). When math hurts: math anxiety predicts pain network activation in anticipation of doing math. *PloS One*, 7(10), Article e48076. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0048076>
- Ma, X. (1999). A meta-analysis of the relationship between anxiety toward mathematics and achievement in mathematics. *Journal for Research in Mathematics Education*, 30(5), 520-540. <https://doi.org/10.2307/749772>

- Ma, X. et Xu, J. (2004). The causal ordering of mathematics anxiety and mathematics achievement: a longitudinal panel analysis. *Journal of Adolescence*, 27(2), 165-179. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2003.11.003>
- Makarova, E., Aeschlimann, B. et Herzog, W. (2019). The gender gap in STEM fields: The impact of the gender stereotype of math and science on secondary students' career aspirations. *Frontiers in Education*, 4, Article 60, 1-11.
- Maloney, E. A., Risko, E. F., Ansari, D. et Fugelsang, J. (2010). Mathematics anxiety affects counting but not subitizing during visual enumeration. *Cognition*, 114(2), 293-297. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2009.09.013>
- Maloney, E. A., Ansari, D. et Fugelsang, J. A. (2011). The effect of mathematics anxiety on the processing of numerical magnitude. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 64(1), 10-16. <https://doi.org/10.1080/17470218.2010.533278>
- Maloney, E. A., Waechter, S., Risko, E. F. et Fugelsang, J. (2012). Reducing the sex difference in math anxiety: The role of spatial processing ability. *Learning Individual Differences*, 22(3), 380-384. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2012.01.001>
- Maloney, E. A., Schaeffer, M. W. et Beilock, S. L. (2013). Mathematics anxiety and stereotype threat: shared mechanisms, negative consequences and promising interventions. *Research in Mathematics Education*, 15(2), 115-128. <https://doi.org/10.1080/14794802.2013.797744>
- Maloney, E. A., Ramirez, G., Gunderson, E. A., Levine, S. C. et Beilock, S. L. (2015). Intergenerational effects of parents' math anxiety on children's math achievement and anxiety. *Psychological Science*, 26(9), 1480-1488. <https://doi.org/10.1177/0956797615592630>
- Maloney, E. A. (2016). Math anxiety: Causes, consequences, and remediation. Dans K. R. Wentzel et D. B. Miele (dir.), *Handbook of motivation at school* (2^e éd., p. 408-423). Routledge.
- Mammarella, S. Caviola et A. Dowker (2019). Mathematics Anxiety – What is known and what is still to be understood. Routledge.
- Marsh, H. W., Barnes, J. et Hocevar, D. (1985a). Self–other agreement on multidimensional self-concept ratings: Factor analysis and multitrait–multimethod analysis. *Journal of*

- Personality and Social Psychology*, 49(5), 1360-1377. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.49.5.1360>
- Marsh, H. W. et Shavelson, R. (1985b). Self-concept: Its multifaceted, hierarchical structure. *Educational Psychologist*, 20(3), 107-123. https://doi.org/10.1207/s15326985ep2003_1
- Marsh, H. W., Smith, I. D. et Barnes, J. (1985c). Multidimensional self-concepts: Relations with sex and academic achievement. *Journal of Educational Psychology*, 77(5), 581-596. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.77.5.581>
- Marsh, H. W., Byrne, B. M. et Shavelson, R. J. (1988). A multifaceted academic self-concept: Its hierarchical structure and its relation to academic achievement. *Journal of Educational Psychology*, 80(3), 366-380. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.80.3.366>
- Marsh, H. W. et Yeung, A. S. (1998). Longitudinal structural equation models of academic self-concept and achievement: Gender differences in the development of math and English constructs. *American Educational Research Journal*, 35(4), 705-738. <https://doi.org/10.3102/00028312035004705>
- Marsh, H. W. et Hau, K.-T. (2004). Explaining paradoxical relations between academic self-concepts and achievements: Cross-cultural generalizability of the internal/external frame of reference predictions across 26 countries. *Journal of Educational Psychology*, 96(1), 56-67. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.96.1.56>
- Marsh, H. W. et Scalas, L. F. (2011). *Self-concept in learning: Reciprocal effects model between academic self-concept and academic achievement*. Dans Social and emotional aspects of learning (p.191-198). Elsevier.
- Martin, A. J. et Marsh, H. W. (2008). Workplace and academic buoyancy: Psychometric assessment and construct validity amongst school personnel and students. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 26(2), 168-184. <https://doi.org/10.1177/0734282907313767>
- McDonald, R. P. (1985). Factor analysis and related methods. Lawrence Erlbaum.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.

- McLean, C. P., Asnaani, A., Litz, B. T. et Hofmann, S. G. (2011). Gender differences in anxiety disorders: prevalence, course of illness, comorbidity and burden of illness. *Journal of psychiatric research*, 45(8), 1027-1035. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2011.03.006>
- Meece, J. L., Wigfield, A. et Eccles, J. S. (1990). Predictors of math anxiety and its influence on young adolescents' course enrollment intentions and performance in mathematics. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 60-70. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.1.60>
- Mejía-Rodríguez, A. M., Luyten, H. et Meelissen, M. R. (2021). Gender differences in mathematics self-concept across the world: An exploration of student and parent data of TIMSS 2015. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 19, 1229-1250. <https://doi.org/10.1007/s10763-020-10100-x>
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Ministère de l'Éducation (2023). *Éducation à la sexualité – liste des contenus – primaire*. Gouvernement du Québec. <http://www.education.gouv.qc.ca/parents-et-tuteurs/education-a-la-sexualite/liste-des-contenus/primaire/>
- Mislevy, R. J. (1991). Randomization-based inference about latent variables from complex samples. *Psychometrika*, 56(2), 177-196. <https://doi.org/10.1007/BF02294457>
- Miyake, A. et Shah, P. (dir.). (1999). *Models of working memory: Mechanisms of active maintenance and executive control*. Cambridge University Press.
- Moses, R. P. et Cobb, C., Jr. (2001). Organizing algebra: The need to voice a demand. *Social Policy*, 31(4), 4-12.
- Mostafa, T. (2019). *Pourquoi les filles ne sont-elles pas plus nombreuses à choisir une carrière scientifique ?* Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/7870e927-fr>
- Mullis, I.V., Martin, M.O., Gonzalez, E.J., Gregory, K. D., Smith, T. A, Chrostowski, S. J. et O'Connor, K. M. (2000). *TIMSS 1999 International Mathematics Report Findings from IEA's Repeat of the Third International Mathematics and Science Study at the Eighth Grade*. https://timssandpirls.bc.edu/timss1999i/pdf/T99i_Math_All.pdf

- Mullis, I.V., Martin, M.O. Gonzalez E.J. et Chrostowski S.J. (2004). TIMSS 2003 International Mathematics Report *Findings From IEA's Trends in International Mathematics and Science Study at the Fourth and Eighth Grades*. Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website. https://timssandpirls.bc.edu/PDF/t03_download/T03INTLSCIRPT.pdf
- Mullis, I.V., Martin, M. O. et Foy, P. (2008). *TIMSS 2007 International Mathematics Report*. Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website. https://timssandpirls.bc.edu/TIMSS2007/PDF/TIMSS2007_InternationalMathematicsReport.pdf
- Mullis, I. V., Martin, M. O., Foy, P. et Arora, A. (2012). *TIMSS 2011 International Results in Mathematics*. Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website. https://timssandpirls.bc.edu/timss2011/downloads/T11_IR_Mathematics_FullBook.pdf
- Mullis, I. V., Martin, M. O., Foy, P. et Hooper, M. (2016). *TIMSS 2015 International Results in Mathematics*. Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website. <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-results/timss-2015/mathematics/student-achievement/>
- Mullis, I. V. et Martin, M. O. (2017). *TIMSS 2019 Assessment Frameworks*. Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website. <https://timss2019.org/wp-content/uploads/frameworks/T19-Assessment-Frameworks.pdf>
- Mullis, I. V., Martin, M. O., Foy, P., Kelly, D.L. et Fishbein, B. (2020). *TIMSS 2019 International Results in Mathematics and Science*. Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website. <https://timss2019.org/reports/wp-content/themes/timssandpirls/download-center/TIMSS-2019-International-Results-in-Mathematics-and-Science.pdf>
- Muthén, B. O. (2004). 1998-2004. Mplus technical appendices. *Muthén & Muthén. Los Angeles, CA.: Muthén & Muthén.*
- Muthén, L. K. et Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's guide* (8^e éd.). Muthén & Muthén.
- Muthén, B. O. et Satorra, A. (1995). Complex sample data in structural equation modeling. *Sociological methodology*, 267-316. <https://doi.org/10.2307/271070>

- O'Grady, K., Deussing, M.-A., Scerbina, T., Fung, K. et Muhe, N. (2016). *À la hauteur: Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE – Le rendement des jeunes du Canada en sciences, en lecture et en mathématiques - Premiers résultats de 2015 pour les jeunes du Canada âgés de 15 ans*. Conseil des ministres de l'Éducation (Canada).
<https://www.cmec.ca/Publications/Lists/Publications/Attachments/365/PISA2015-CdnReport-FR.pdf>
- O'Grady, K., Deussing, M.-A., Scerbina, T., Tao, Y., Fung, K., Elez, V. et Monk, J. (2019). *À la hauteur: Résultats canadiens de l'étude PISA 2018 de l'OCDE – Le rendement des jeunes de 15 ans du Canada en lecture, en mathématiques et en sciences*. Conseil des ministres de l'Éducation (Canada).
https://www.cmec.ca/Publications/Lists/Publications/Attachments/396/PISA2018_PublicReport_FR.pdf
- OECD (2005a), *Apprendre aujourd'hui, réussir demain: Premiers résultats de PISA 2003*. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264007260-fr>
- OCDE (2005b). *PISA 2003 Technical Report*. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264010543-en>
- OCDE (2009). *PISA Data Analysis Manual: SPSS and SAS, Second Edition*. <https://doi.org/10.1787/9789264056275-en>
- OCDE (2013). *Cadre d'évaluation et d'analyse du cycle PISA 2012*. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264190559-fr>
- OCDE (2014a). *Résultats du PISA 2012 : Savoirs et savoir-faire des élèves* (vol. I). Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264208827-fr>
- OCDE (2014b). *Résultats de PISA 2012 : Des élèves prêts à apprendre* (vol. III). Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264205345-fr>
- OCDE (2014c). *PISA 2012 Technical Background*. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264208094-en>
- OCDE (2014d). *L'Évaluation des compétences des adultes : Manuel à l'usage des lecteurs*. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264204126-fr>

- OCDE (2016). *Résultats du PISA 2015 : L'excellence et l'équité dans l'éducation* (vol. 1). Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264267534-fr>
- OCDE (2017). *Recommandation de 2013 du Conseil de l'OCDE sur l'égalité hommes-femmes en matière d'éducation, d'emploi et d'entrepreneuriat*. Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264279407-fr>
- Pajares, F. et Miller, M. D. (1994). Role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem solving: A path analysis. *Journal of Educational Psychology*, 86(2), 193-203. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.86.2.193>
- Park, D., Ramirez, G. et Beilock, S. L. (2014). The role of expressive writing in math anxiety. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 20(2), 103-111. <https://doi.org/10.1037/xap0000013>
- Parkin, A. et Urban, M. (2019). *Pleins feux sur l'apprentissage des sciences l'évolution de l'enseignement des stim : un examen des récentes recommandations sur les politiques internationales et canadiennes*. Parlons sciences.
- Parsons, S. et Bynner, J. (2005). *Does numeracy matter more?* National Research and Development Centre for Adult Literacy and Numeracy.
- Passolunghi, M. C., De Vita, C. et Pellizzoni, S. (2020). Math anxiety and math achievement: The effects of emotional and math strategy training. *Developmental science*, 23(6), e12964 <https://doi.org/10.1111/desc.12964>
- Paulhus, D. L. (2017). Socially desirable responding on self-reports. *Encyclopedia of personality and individual differences*, 1-5.
- Pekrun, R., Goetz, T. et Perry, R. P. (2005). Achievement emotions questionnaire (AEQ). User's manual. Department of Psychology, University of Munich.
- Pekrun, R. (2006). The control-value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice. *Educational Psychology Review*, 18, 315-341. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9029-9>
- Pekrun, R. (2016). Academic emotions. Dans *Handbook of motivation at school* (p. 120-144). Routledge.

- Peterson, P. E., Hanushek, E. A. et Riddell, J. B. (2011, 17 août). US proficiency in math and reading lags behind that of most industrialized nations, endangering long term economic growth. *Education Next*, 1-2. https://www.educationnext.org/files/ednext_20114_Proficiency_PR.pdf
- Pfeffermann, D. (1993). The role of sampling weights when modeling survey data. *International Statistical Review/Revue Internationale de statistique*, 61(2), 317-337. <https://doi.org/10.2307/1403631>
- Pletzer, B., Kronbichler, M., Nuerk, H.-C. et Kerschbaum, H. H. (2015). Mathematics anxiety reduces default mode network deactivation in response to numerical tasks. *Frontiers in Human Neuroscience*, 9, Article 202, 1-12. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2015.00202>
- Pletzer, B., Wood, G., Scherndl, T., Kerschbaum, H. H. et Nuerk, H. C. (2016). Components of mathematics anxiety: Factor modeling of the MARS30-Brief. *Frontiers in psychology*, 7, Article 91, 1-14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00091>
- Pronovost, M., Cormier, C., Potvin, P. et Riopel, M. (2017, 10 mai). *Intérêt et motivation des jeunes pour les sciences* [communication orale]. Journée de la recherche sur la motivation au collégial [colloque], Congrès de l'ACFAS, Montréal, QC, Canada. <https://educ.info/xmlui/bitstream/handle/11515/34831/pronovost-cormier-potvin-riopel-interet-motivation-jeunes-sciences-article-acfas-2017.pdf>
- Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A. et Pickles, A. (2004). Generalized multilevel structural equation modeling. *Psychometrika*, 69(2), 167-190. <https://doi.org/10.1007/BF02295939>
- Rabe-Hesketh, S. et Skrondal, A. (2006). Multilevel modelling of complex survey data. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 169(4), 805-827. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2006.00426.x>
- Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A., Zheng, X. et Hoyle, R. (2012). Multilevel Structural Equation Modeling. Dans Rick H. Hoyle (dir.), *Handbook of structural equation modeling* (p. 512-531). Guilford Publications.
- Raghubar, K. P., Barnes, M. A. et Hecht, S. A. (2010). Working memory and mathematics: A review of developmental, individual difference, and cognitive approaches. *Learning Individual Differences*, 20(2), 110-122. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2009.10.005>

- Ramirez, G., Shaw, S. T. et Maloney, E. A. (2018). Math anxiety: Past research, promising interventions, and a new interpretation framework. *Educational Psychologist*, 53(3), 145-164. <https://doi.org/10.1080/00461520.2018.1447384>
- Rasch, G. (1960). *Studies in mathematical psychology: I. Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Nielsen & Lydiche.
- Reyna, V. F. et Brainerd, C. J. (2007). The importance of mathematics in health and human judgment: Numeracy, risk communication, and medical decision making. *Learning and Individual Differences*, 17(2), 147-159. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2007.03.010>
- Richardson, F. C. et Suinn, R. M. (1972). The mathematics anxiety rating scale: psychometric data. *Journal of Counseling Psychology*, 19(6), 551-554. <https://doi.org/10.1037/h0033456>
- Rivera-Batiz, F. L. (1992). Quantitative literacy and the likelihood of employment among young adults in the United States. *Journal of Human Resources*, 27(2), 313-328. <https://doi.org/10.2307/145737>
- Robinson, M. D. et Clore, G. L. (2002). Belief and feeling: Evidence for an accessibility model of emotional self-report. *Psychological Bulletin*, 128(6), 934-960. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.128.6.934>
- Rossi, S., Xenidou-Dervou, I., Simsek, E., Artemenko, C., Daroczy, G., Nuerk, H. C. et Cipora, K. (2022). Mathematics–gender stereotype endorsement influences mathematics anxiety, self-concept, and performance differently in men and women. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1513(1), 121-139. <https://doi.org/10.1111/nyas.14779>
- Rutkowski, L., Gonzalez, E., Joncas, M. et von Davier, M. (2010). International large-scale assessment data: Issues in secondary analysis and reporting. *Educational Researcher*, 39(2), 142-151. <https://doi.org/10.3102/0013189X10363170>
- Rutkowski, L., von Davier, M. et Rutkowski, D. (dir.). (2013). *Handbook of international large-scale assessment: Background, technical issues, and methods of data analysis*. CRC Press.
- Rutkowski, L. et Zhou, Y. (2013). Using structural equation models to analyze ILSA data. Dans L. Rutkowski, M. von Davier et D. Rutkowski (dir.), *Handbook of international large-scale assessment : Background, technical issues, methods of data analysis* (p. 439-464). CRC Press.

- Ryan, R. M. et Deci, E. L. (2009). Promoting self-determined school engagement. Dans K. R. Wentzel et A. Wigfield (dir.), *Handbook of motivation at school* (p. 171-195). Routledge.
- Sandman, R. S. (1980). The Mathematics attitude inventory: Instrument and user's manual. *Journal for Research in Mathematics Education*, 11(2), 148-149.
- Sarkar, A., Dowker, A. et Kadosh, R. C. (2014). Cognitive enhancement or cognitive cost: Trait-specific outcomes of brain stimulation in the case of mathematics anxiety. *Journal of Neuroscience*, 34(50), 16605-16610. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.3129-14.2014>
- Schaeffer, M. W., Rozek, C. S., Berkowitz, T., Levine, S. C. et Beilock, S. L. (2018). Disassociating the relation between parents' math anxiety and children's math achievement: Long-term effects of a math app intervention. *Journal of Experimental Psychology: General*, 147(12), 1782-1790. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/xge0000490>
- Schiefele, U. (2009). Situational and individual interest. Dans K. R. Wentzel et A. Wigfield (dir.), *Handbook of motivation at school* (p. 197-222). Routledge.
- Schmader, T., Johns, M. et 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, 835-850. <https://doi.org/10.1023/B:SERS.0000029101.74557.a0>
- Seegers, G. et Boekaerts, M. (1996). Gender-related differences in self-referenced cognitions in relation to mathematics. *Journal for Research in Mathematics Education*, 27(2), 215-240. <https://doi.org/10.5951/jresematheduc.27.2.0215>
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J. et Stanton, G. C. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of educational research*, 46(3), 407-441. <https://doi.org/10.3102/00346543046003407>
- Skaalvik, S. et Skaalvik, E. M. (2004). Gender differences in math and verbal self-concept, performance expectations, and motivation. *Sex roles*, 50, 241-252. <https://doi.org/10.1023/B:SERS.0000015555.40976.e6>
- Skinner, C.J. (1989). Domain means, regression and multi-variate analysis. Dans C.J. Skinner, D. Holt et T.M.F. Smith (dir.) *Analysis of Complex Surveys* (p. 59-88). Wiley. <http://eprints.soton.ac.uk/id/eprint/34696>

- Skinner, C. et Wakefield, J. (2017). Introduction to the design and analysis of complex survey data. *Statistical Science*, 32(2), 165-175. <https://doi.org/10.1214/17-STS614>
- Snijders, T. A. et Bosker, R. J. (2011). *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling* (2^e éd.). Sage.
- Soni, A. et Kumari, S. (2017). The role of parental math anxiety and math attitude in their children's math achievement. *International Journal of Science Mathematics Education*, 15(2), 331-347. <https://doi.org/10.1007/s10763-015-9687-5>
- Sokolowski, H. M., Hawes, Z. et Lyons, I. M. (2019). What explains sex differences in math anxiety? A closer look at the role of spatial processing. *Cognition*, 182, 193-212. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2018.10.005>
- Sorby, S. (2009). Developing spatial cognitive skills among middle school students. *Cognitive Processing*, 10(2), 312-315. <https://doi.org/10.1007/s10339-009-0310-y>
- Sörbom, D. (1974). A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 27(2), 229-239. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1974.tb00543.x>
- Spence, S. H. (1997). Spence children's anxiety scale. *Journal of Anxiety Disorders*. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/t10518-000>
- Spencer, S. J., Steele, C. M., & Quinn, D. M. (1999). Stereotype threat and women's math performance. *Journal of experimental social psychology*, 35(1), 4-28. <https://doi.org/10.1006/jesp.1998.1373>
- Stapleton, L. M. (2006). An assessment of practical solutions for structural equation modeling with complex sample data. *Structural Equation Modeling*, 13(1), 28-58. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1301_2
- Stapleton, L. M. (2008). Variance estimation using replication methods in structural equation modeling with complex sample data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 15(2), 183-210. <https://doi.org/10.1080/10705510801922316>
- Stapleton, L. M. (2013). Multilevel structural equation modeling with complex sample data. Dans G. R. Hancock et R. O. Mueller (dir.), *Quantitative methods in education and the behavioral*

- sciences: Issues, research, and teaching. Structural equation modeling: A second course* (p. 521–562). IAP Information Age Publishing.
- Steenkamp, J. B. E. et Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of consumer research*, 25(1), 78-90. <https://doi.org/10.1086/209528>
- Steinmetz, H. (2011). Estimation and comparison of latent means across cultures. Dans Davidov, P. Schmidt et J. Billiet (dir.), *Cross-cultural analysis: Methods and applications* (p. 85–116). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Stoet, G., Bailey, D. H., Moore, A. M. et Geary, D. C. (2016). Countries with higher levels of gender equality show larger national sex differences in mathematics anxiety and relatively lower parental mathematics valuation for girls. *PloS One*, 11(4), Article e0153857. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0153857>
- Stokke, A. (2015). What to do about Canada's declining math scores? *C.D. Howe Institute Commentary 427*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2613146>
- Suárez-Pellicioni, M., Núñez-Peña, M. I. et Colomé, À. (2016). Math anxiety: A review of its cognitive consequences, psychophysiological correlates, and brain bases. *Cognitive, Affective, Behavioral Neuroscience*, 16(1), 3-22. <https://doi.org/10.3758/s13415-015-0370-7>
- Suinn, R. M. et Edwards, R. (1982). The measurement of mathematics anxiety: The Mathematics Anxiety Rating Scale for Adolescents—MARS-A. *Journal of Clinical Psychology*, 38(3), 576–580. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(198207\)38:3<576::AID-JCLP2270380317>3.0.CO;2-V](https://doi.org/10.1002/1097-4679(198207)38:3<576::AID-JCLP2270380317>3.0.CO;2-V)
- Supekar, K., Iuculano, T., Chen, L. et Menon, V. (2015). Remediation of childhood math anxiety and associated neural circuits through cognitive tutoring. *Journal of Neuroscience*, 35(36), 12574-12583. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.0786-15.2015>
- Szczygiel, M. (2020). Gender, general anxiety, math anxiety and math achievement in early school-age children. *Issues in Educational Research*, 30(3), 1126-1142. <https://search.informit.org/doi/10.3316/informit.465488906598804>

- Taylor, J. A. (1953). A personality scale of manifest anxiety. *The Journal of abnormal and social psychology*, 48(2), 285-290. <https://doi.org/10.1037/h0056264>
- Thomas, G. et Dowker, A. (2000, September). Mathematics anxiety and related factors in young children. Dans *British Psychological Society Developmental Section Conference*.
- Tremblay-Baillargeon, G. (2022, 5 mars). *Femmes en science, femmes de science*. Le Devoir. <https://www.ledevoir.com/societe/science/681003/portraits-femmes-en-science-femmes-de-science>
- Trick, L. M. et Pylyshyn, Z. W. (1993). What enumeration studies can show us about spatial attention: Evidence for limited capacity preattentive processing. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception Performance*, 19(2), 331-351. <https://doi.org/10.1037/0096-1523.19.2.331>
- Uttal, D. H., Miller, D. I. et Newcombe, N. S. (2013). Exploring and enhancing spatial thinking: Links to achievement in science, technology, engineering, and mathematics? *Current Directions in Psychological Science*, 22(5), 367-373. <https://doi.org/10.1177/0963721413484756>
- Van Buuren, S. (2011). Multiple imputation of multilevel data. Dans J. Hox et J. K. Roberts (dir.), *Handbook of advanced multilevel analysis* (vol. 10, p. 173-196). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203848852.ch10>
- Van Buuren, S. (2018). *Flexible imputation of missing data*. CRC Press.
- Vandenberg, R. J. et Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational research methods*, 3(1), 4-70.
- Viau, R. (2009). *La motivation en contexte scolaire* (2^e éd.). De Boeck.
- von Davier, M., Gonzalez, E. et Mislevy, R. (2009). What are plausible values and why are they useful. *IERI Monograph Series*, 2, 9-36.
- Vukovic, R. K., Kieffer, M. J., Bailey, S. P. et Harari, R. R. (2013). Mathematics anxiety in young children: Concurrent and longitudinal associations with mathematical performance. *Contemporary Educational Psychology*, 38(1), 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2012.09.001>

- Wang, M. T., Eccles, J. S. et Kenny, S. (2013). Not lack of ability but more choice: Individual and gender differences in choice of careers in science, technology, engineering, and mathematics. *Psychological science*, 24(5), 770-775. <https://doi.org/10.1177/0956797612458937>
- Wang, Z., Hart, S. A., Kovas, Y., Lukowski, S., Soden, B., Thompson, L. A., Plomin, R., McLoughlin, G., Bartlett, C. W., Lyons, I. M. et Petrill, S. A. (2014). Who is afraid of math? Two sources of genetic variance for mathematical anxiety. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 55(9), 1056-1064. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12224>
- Wang, Z., Lukowski, S. L., Hart, S. A., Lyons, I. M., Thompson, L. A., Kovas, Y., Mazzocco, M. M. M., Plomin, R. et Petrill, S. A. (2015). Is math anxiety always bad for math learning? The role of math motivation. *Psychological Science*, 26(12), 1863-1876. <https://doi.org/10.1177%2F0956797615602471>
- Wang, Z., Shakeshaft, N., Schofield, K. et Malanchini, M. (2018). Anxiety is not enough to drive me away: A latent profile analysis on math anxiety and math motivation. *PloS one*, 13(2), e0192072. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0192072>
- Wang, J. et Wang, X. (2020). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*. Wiley.
- Warm, T. A. (1989). Weighted likelihood estimation of ability in item response theory. *Psychometrika*, 54(3), 427-450. <https://doi.org/10.1007/BF02294627>
- Weeks, J. P., von Davier, M. et Yamamoto, K. (2013). Design Considerations for the Program for International Student Assessment. Dans L. Rutkowski, M. von Davier et D. Rutkowski (dir.), *Handbook of international large-scale assessment : Background, technical issues, methods of data analysis* (p. 259-275). CRC Press.
- Widaman, K. F. et Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: Applications in the substance use domain. Dans K. J. Bryant, M. Windle et S. G. West (dir.), *The science of prevention: Methodological advances from alcohol and substance abuse research* (p. 281-324). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10222-009>

- Wigfield, A. et Eccles, J. S. (2000). Expectancy–value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 68-81. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1015>
- Winne, P. H. et Jamieson-Noel, D. (2002). Exploring students' calibration of self reports about study tactics and achievement. *Contemporary Educational Psychology*, 27(4), 551-572. [https://doi.org/10.1016/S0361-476X\(02\)00006-1](https://doi.org/10.1016/S0361-476X(02)00006-1)
- Wolters, C. A. et Won, S. (2018). Validity and the Use of Self-Report Questionnaires to Assess Self-Regulated Learning. Dans D. H. Schunk et J. A. Greene (dir.), *Handbook of Self-Regulation of Learning and Performance* (2e éd., p. 307-322). Routledge.
- Wu, M. L., Adams, R. J. et Wilson, M. R. (1997). *ConQuest: Multi-aspect test software [computer program]*. Australian Council for Educational Research.
- Wu, S. S., Barth, M., Amin, H., Malcarne, V. et Menon, V. (2012). Math anxiety in second and third graders and its relation to mathematics achievement. *Frontiers in psychology*, 3, 162, 1-11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00162>
- Yáñez-Marquina, L. et Villardón-Gallego, L. (2017). Math anxiety, a hierarchical construct: Development and validation of the Scale for Assessing Math Anxiety in Secondary education. *Ansiedad y Estrés*, 23(2-3), 59-65. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2017.10.001>
- Yoon, S. Y. (2011). *Psychometric properties of the revised purdue spatial visualization tests: visualization of rotations*. Purdue University.
- Young, C. B., Wu, S. S. et Menon, V. (2012). The neurodevelopmental basis of math anxiety. *Psychological Science*, 23(5), 492-501. <https://doi.org/10.1177/0956797611429134>
- Zhang, J., Zhao, N. et Kong, Q. P. (2019). The relationship between math anxiety and math performance: A meta-analytic investigation. *Frontiers in psychology*, 10, article 1613, 1-17. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01613>

Annexes

Annexes A – Annexes en lien avec l'article 1 présenté au chapitre 3

Annexe A1 - Logiciels permettant de mener les analyses vues dans le chapitre 3

Tel que nous pouvons le lire dans Lohr (2019),

Brogea (2005) a effectué une synthèse des logiciels qui permettent de traiter des données issues d'un plan d'échantillonnage complexe. SUDAAN (www.rti.org/sudaan), Stata (www.stata.com), *SPSS Complex Samples* (www.spss.com) et SAS (SAS Institute Inc., 2008) utilisent la méthode de linéarisation afin d'estimer la variance de paramètres non linéaires. Les logiciels Espar (www.westat.com) et VPLX (Fa, 1990) utilisent les méthodes de rééchantillonnage pour estimer la variance des paramètres. Des versions récentes de SAS et SUDAN utilisent la méthode *BRR* et la méthode du *jackknife*. Plusieurs librairies dans *R* (*R Development Core Team*, 2008) sont disponibles à l'adresse www.r-project.org. Lully (2000) a fourni une librairie de fonctions de sondage en *R* qui utilisent la linéarisation et les méthodes de réplification; Mate et Tillé (2005) ont fourni des fonctions dans *R* afin de sélectionner des échantillons et calculer l'estimateur d'Horvith-Thompson. Le logiciel gratuit *Ivar* (www.isr.umich.edu/src/smp/ive/) utilise la linéarisation et des méthodes de réplification ainsi que des méthodes d'imputation multiple pour le traitement des données manquantes (traduction libre de Lohr, 2019, p.393).

Le site du *Survey Research Methods Section of the American Statistical Association* (<https://community.amstat.org/surveyresearchmethodssection/home>) fournit des mises à jour sur le sujet. Il suffit de consulter la section *Software for Analysis of Survey Data* dans *Links and Resources* sous l'onglet *Resources* ou aller directement à l'adresse suivante : <https://www.hcp.med.harvard.edu/statistics/survey-soft/>.

Les logiciels suivants permettent la modélisation par équations structurelles de données issues de plans d'échantillonnage complexes : *Mplus* Version 6.1 et plus récentes, *LISREL* version 8.8 et plus récentes, la librairie *gllamm* de Stata version 11 (Stapleton, 2013).

Annexe A2 - Commandes Mplus Version 8 permettant d'effectuer les analyses discutées dans le chapitre 3

Considération méthodologique	Conséquences	Approche d'analyse adaptée	Commandes Mplus version 8
Plan d'échantillonnage complexe	Non-indépendance des observations	Approche orientée devis	Les poids de sondage des individus peuvent être spécifiés en inscrivant TYPE=COMPLEX dans la commande ANALYSIS en conjonction avec l'option WEIGHT de la commande VARIABLE.
	Probabilités de sélection inégales des unités statistiques	-Inclusion de poids de sondage -Approximation de la variance par les méthodes de réplication (poids de sondage répliqués si fournis) ou méthode de linéarisation de Taylor et extension	Les poids de sondage répliqués sont intégrés avec l'option REPWEIGHT de la commande VARIABLE. La méthode de linéarisation de Taylor et extensions est utilisée lorsque les options STRATIFICATION, CLUSTER et WEIGHT sont spécifiées dans la commande VARIABLE.
Procédure de rotation des items dans les questionnaires contextuels destinés aux élèves	Présence de poids de sondage	Approche orientée modèle	L'estimateur à utiliser en conjonction avec TYPE=COMPLEX est l'estimateur MLR à spécifier de la manière suivante dans la commande ANALYSIS : ESTIMATOR=MLR
	Nécessité d'approximer la variance des paramètres estimés	-Inclusion de poids de sondage si indiqué -Approximation de la variance par les méthodes de réplication (poids de sondage répliqués si fournis) ou méthode de linéarisation de Taylor et extension	Les poids de sondage des écoles et des individus peuvent être spécifiés en inscrivant TYPE=TWOLEVEL dans la commande ANALYSIS en conjonction avec les options WEIGHT et BWEIGHT de la commande VARIABLE
Valeurs plausibles pour rendre compte des performances	Présence de données manquantes de type MCAR	Estimations avec l'estimateur <i>FIML</i>	L'estimateur MLR opère avec le <i>FIML</i> .
	Nécessité de traiter et combiner les analyses de <i>M</i> ensemble de données imputées	Approche de Little et Rubin (2002)	La commande data=IMPUTATION combine les estimations obtenues pour tous les ensembles de données générés par imputation multiple, puis fournit les valeurs moyennes des paramètres, leur écart type ajusté puis l'indice d'ajustement global du modèle (Muthén et Muthén, 2017), selon les recommandations de Little et Rubin (2002).

Annexe A3 – Poids de sondage et approche orientée modèle

Avec l'approche multiniveau, avant d'incorporer les poids de sondage, il est nécessaire de considérer les principes suivants : 1) le fait d'inclure les poids de sondage dans les analyses est susceptible de générer des estimations sans biais, mais moins efficaces et 2) les exclure augmente les chances de générer des estimateurs efficaces mais potentiellement biaisés (Kim et al., 2013). Dans ce contexte, il est recommandé d'étudier au préalable la « valeur ajoutée des poids de sondage ».

La valeur ajoutée de l'information fournie par les poids de sondage peut être évaluée par une fonction appelée fonction d'information des poids de sondage (*informativeness*, Pfeffermann, 1993). Si les poids de sondage sont jugés informatifs, il est suggéré de les inclure dans les analyses. Sinon, il est suggéré de ne pas les inclure (Kim et al., 2013) .

Mplus contient une fonction qui permet d'évaluer la valeur de l'information fournie par les poids de sondage multiniveaux. Cette fonction a été développée par Asparahouvov (2006) et est notée par I_2 . Lorsque I_2 est inférieur à 2, il est suggéré de ne pas intégrer les poids de sondage.

La base de données du PISA fournit les poids de sondage des écoles et les poids de sondage finaux des élèves. Les poids de sondage des écoles sont donnés par w_i et les poids de sondage finaux des élèves sont donnés par

$$w_{i|j} = \frac{1}{\pi_{i|j}},$$

où $\pi_{i|j}$ représente la probabilité de sélection de l'élève i de l'école j .

Pour tenir compte de l'échantillonnage en deux niveaux et incorporer les poids de sondage à chacun des niveaux, Rutkovski et Zhou (2013) proposent de calculer les poids de sondage de l'élève i sachant qu'il provient de l'école j de la manière suivante :

$$w_{i|j} = \frac{1}{\pi_{i|j}} = \frac{1}{\frac{\pi_{i|j}}{\pi_j}}.$$

Les w_j permettent d'ajuster le poids des écoles (sélectionnées au niveau 1) et les w_{ij} permettent d'ajuster le poids des participants à l'intérieur de chacune des écoles (sélectionnés au niveau 2).

Annexe A4 – Modèle logistique multinomial à coefficients mixtes

Le modèle logistique multinomial à coefficients mixtes (Adams et al., 1997a) est une généralisation du modèle de Rasch. Contrairement au modèle de Rasch qui est un modèle unidimensionnel et dichotomique, le modèle logistique multinomial à coefficients fixes est multidimensionnel et polychotomique. Ainsi, plutôt que de considérer un seul niveau d'habileté ϑ sous-jacent aux réponses fournies par un individu, le modèle logistique multinomial à coefficients mixtes considère plusieurs niveaux d'habiletés sous-jacents (aspect multidimensionnel), puis chaque item peut admettre plusieurs catégories de réponses (aspect polychotomique). Enfin, comme chaque item est décrit par une série de paramètres de difficulté inconnus mais fixes, puis que les niveaux d'habileté sont définis comme des effets aléatoires, le modèle est dit à *coefficients mixtes*.

La définition mathématique du modèle va comme suit (OCDE, 2014c) :

Soit $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_D)$, le vecteur composé de D niveaux d'habiletés (traits latents).

Soit une série de I items indexés par $i = 1, 2, \dots, I$ où chaque item admet $K_i + 1$ catégories de réponses indexées par $k = 0, 1, \dots, K_i$.

Soit $\mathbf{X}_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iK_i})^t$, le vecteur réponse de l'item i

avec $X_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{si la réponse à l'item } i \text{ est dans la catégorie } j \\ 0, & \text{sinon} \end{cases}$

(par définition, un vecteur \mathbf{X}_i constitué que de 0 signifie que la réponse à l'item i se situe dans la catégorie 0, mais d'autres catégories de réponses pourraient être définies de la sorte).

Soit $\mathbf{X}^t = (\mathbf{X}_1^t, \mathbf{X}_2^t, \dots, \mathbf{X}_I^t)$, le vecteur qui résulte de la concaténation de l'ensemble des vecteurs réponses \mathbf{X}_i d'un individu.

Soit $\boldsymbol{\xi} = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_p)^t$, un vecteur de dimension p permettant de décrire la difficulté de chaque réponse de chacun des items à l'aide d'une combinaison linéaire des p dimensions du vecteur $\boldsymbol{\xi}$.

Soit \mathbf{a}_{ij} le vecteur de longueur p qui contient les coefficients de la combinaison linéaire qui décrit le niveau de difficulté de l'item i catégorie j .

Soit $\mathbf{A}^t = (\mathbf{a}_{11}, \mathbf{a}_{12}, \dots, \mathbf{a}_{1k_1}, \mathbf{a}_{21}, \dots, \mathbf{a}_{2k_2}, \dots, \mathbf{a}_{I1}, \mathbf{a}_{I2}, \dots, \mathbf{a}_{Ik_I})$ la matrice qui contient chacun des vecteurs \mathbf{a}_{ij} de longueur p . La matrice \mathbf{A} fait le lien entre chacune des catégories de réponse des items et les paramètres de difficulté du modèle.

Soit b_{ijd} un pointage accordé à la dimension d'habileté d de la catégorie de réponse j à l'item i .

Soit $\mathbf{b}_{ij} = (b_{ij1}, b_{ij2}, \dots, b_{ijD})$, le vecteur de pointage accordé aux D dimensions. Soit $\mathbf{B}_i = (\mathbf{b}_{i1}, \mathbf{b}_{i2}, \dots, \mathbf{b}_{iD})^t$ la sous-matrice de score attribuée à chacune des dimensions d'habileté de l'item i . Soit $\mathbf{B} = (\mathbf{B}_1^t, \mathbf{B}_2^t, \dots, \mathbf{B}_I^t)$, la matrice de score pour le test en entier qui fait le lien entre les items et les dimensions d'habileté.

La probabilité que la réponse donnée à l'item i soit celle de la catégorie j est modélisée par

$$P\left((X_{ij} = 1; \mathbf{A}, \mathbf{B}, \boldsymbol{\xi} | \boldsymbol{\theta})\right) = \frac{\exp(b_{ij}\theta + \mathbf{a}_{ij}^t \boldsymbol{\xi})}{\sum_{k=1}^K \exp(b_{ik}\theta + \mathbf{a}_{ik}^t \boldsymbol{\xi})}$$

Pour un individu donné, il existe un vecteur réponse

$$f(\mathbf{x}, \boldsymbol{\xi} | \boldsymbol{\theta}) = \Psi(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\xi}) \exp[\mathbf{x}^t (\mathbf{B}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{A}\boldsymbol{\xi})]$$

avec $\Psi(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\xi}) = \{\sum_{\mathbf{z} \in \Omega} \exp[\mathbf{z}^t (\mathbf{B}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{A}\boldsymbol{\xi})]\}^{-1}$ où Ω est l'ensemble des vecteurs réponses.

Pour estimer les paramètres du modèle autres que $\boldsymbol{\theta}$, le PISA utilise la procédure d'estimation du maximum marginal de vraisemblance (Adams et al., 1997a; Adams et al., 1997b; Bock et Aitkin, 1981). Pour ce faire, il est nécessaire de spécifier, dans un premier temps, la distribution théorique de $\boldsymbol{\theta}$, ce qui est fait, en trois étapes, comme suit.

D'abord, en contexte unidimensionnel, il est d'usage courant de définir le scalaire θ comme

$$\theta = \mu + E ,$$

où E suit une loi normale de moyenne 0 et de variance σ^2 et par conséquent, où θ suit une loi normale de moyenne μ et de variance σ^2 . Cependant, Adams et al. (1997b) ont proposé une extension, toujours pour la forme unidimensionnelle, qui consiste à remplacer μ par le modèle de

régression $Y_n^t \boldsymbol{\beta}$ où Y_n est un vecteur de données connues et fixes pour l'individu n (genre, statut socio-économique, etc.) et $\boldsymbol{\beta}$, le vecteur composé des coefficients de cette régression. Le modèle pour l'individu n devient donc

$$\theta_n = Y_n^t \boldsymbol{\beta} + E_n,$$

où E_n suit une loi normale de moyenne 0 et de variance σ^2 . Par conséquent, θ_n est présumé suivre une loi normale de moyenne $Y_n^t \boldsymbol{\beta}$ et de variance σ^2 . La densité de cette distribution peut alors s'écrire comme

$$f_{\theta}(\theta_n; Y_n; \boldsymbol{\beta}; \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\left[\frac{-1}{2\sigma^2} (\theta_n - Y_n^t \boldsymbol{\beta})^t (\theta_n - Y_n^t \boldsymbol{\beta})\right].$$

Enfin, pour généraliser à la forme multidimensionnelle à D dimensions, le scalaire θ_n doit être remplacé par le vecteur $\boldsymbol{\theta}_n$. La distribution normale devient une distribution normale multivariée dont la fonction de densité est donnée par

$$f_{\theta}(\boldsymbol{\theta}_n; \mathbf{w}_n \boldsymbol{\gamma}; \boldsymbol{\Sigma}) = (2\pi)^{-d/2} |\boldsymbol{\Sigma}|^{-1/2} \exp\left[\frac{-1}{2\sigma^2} (\boldsymbol{\theta}_n - \boldsymbol{\gamma} \mathbf{w}_n)^t \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{\theta}_n - \boldsymbol{\gamma} \mathbf{w}_n)\right], \quad (2)$$

où $\boldsymbol{\Sigma}$ est une matrice de variance-covariance de dimensions $D \times D$, \mathbf{w}_n est un vecteur de variables fixes $u \times 1$ et $\boldsymbol{\gamma}$, une matrice de coefficients de régression $u \times D$.

La combinaison de (1) et (2) permet d'obtenir $f_x(\mathbf{x}; \boldsymbol{\xi}; \boldsymbol{\gamma}; \boldsymbol{\Sigma})$, le modèle marginal de réponses aux items :

$$f_x(\mathbf{x}; \boldsymbol{\xi}; \boldsymbol{\gamma}; \boldsymbol{\Sigma}) = \int_{\boldsymbol{\theta}} f_x(\mathbf{x}; \boldsymbol{\xi} | \boldsymbol{\theta}) f_{\theta}(\boldsymbol{\theta}; \boldsymbol{\gamma}; \boldsymbol{\Sigma}) d\boldsymbol{\theta}. \quad (3)$$

C'est à partir du modèle marginal de réponses aux items (3) que la vraisemblance pour $p = 1, 2, \dots, P$ individus est obtenue. Elle est donnée par

$$\Lambda = \prod_{p=1}^P f_x(\mathbf{x}_p; \boldsymbol{\xi}; \boldsymbol{\gamma}; \boldsymbol{\Sigma}) \quad (4)$$

À partir de (4), les paramètres de population $\boldsymbol{\gamma}$ et $\boldsymbol{\Sigma}$, ainsi que les paramètres d'items $\boldsymbol{\xi}$ peuvent être estimés par la méthode du maximum marginal de vraisemblance (Adams et al., 1997a; Adams et al., 1997b; Bock et Aitkin, 1981).

Annexe B – Annexes en lien avec l'article 2 présenté au chapitre 4

Annexe B1 – Exemples d'items employés dans le cadre du PISA de 2012 afin d'évaluer la culture mathématique

Exemple 1 (OCDE, 2014a, p.134-136) - Hélène vient de recevoir un nouveau vélo, avec un compteur de vitesse fixé sur le guidon. Le compteur de vitesse indique à Hélène la distance qu'elle parcourt et sa vitesse moyenne pour le trajet.

Question 1 - Lors d'une balade, Hélène a roulé 4 km pendant les 10 premières minutes, puis 2 km pendant les 5 minutes suivantes. Parmi les affirmations suivantes, laquelle est correcte?

- A. La vitesse moyenne d'Hélène pendant les 10 premières minutes est supérieure à celle pendant les 5 minutes suivantes.
- B. La vitesse moyenne d'Hélène pendant les 10 premières minutes est la même que celle pendant les 5 minutes suivantes.
- C. La vitesse moyenne d'Hélène pendant les 10 premières minutes est inférieure à celle pendant les 5 minutes suivantes.
- D. Il n'est pas possible de dire quoi que ce soit sur la vitesse moyenne d'Hélène à partir des informations fournies.

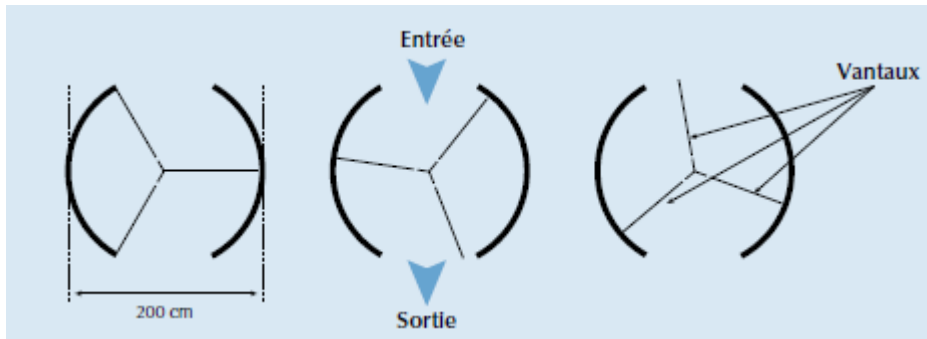
Question 2 - Hélène a roulé 6 km jusque chez sa tante. Son compteur de vitesse lui indique que sa vitesse moyenne était de 18 km/h pour l'ensemble du trajet. Parmi les affirmations suivantes, laquelle est correcte?

- A. Il a fallu 20 minutes à Hélène pour arriver chez sa tante.
- B. Il a fallu 30 minutes à Hélène pour arriver chez sa tante.
- C. Il a fallu 3 heures à Hélène pour arriver chez sa tante.
- D. Il n'est pas possible de dire combien de temps il a fallu à Hélène pour arriver chez sa tante.

Question 3 – Hélène a roulé de chez elle jusqu'à la rivière qui se trouve à 4 km. Il lui a fallu 9 minutes. Elle est rentrée chez elle en prenant un raccourci qui fait 3 km. Il ne lui a fallu que 6 minutes. Quelle était la vitesse moyenne d'Hélène (en km/h) lors de cette balade aller et retour à la rivière?

Vitesse moyenne lors de la balade :.....km/h

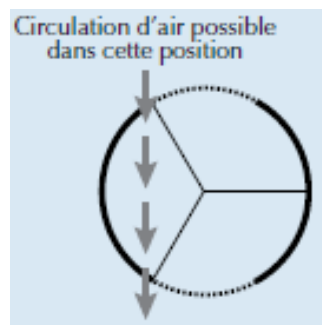
Exemple 2 (OCDE, 2014a, p.140-142)- Une porte à tambour est composée de trois « ailes », appelées vantaux, qui tournent à l'intérieur d'un espace circulaire. Le diamètre intérieur de cet espace est de 2 mètres (200 centimètres). Les trois vantaux de la porte divisent l'espace en trois sections identiques. Le schéma ci-dessous montre les vantaux de la porte dans trois positions différentes, vus de dessus.



Question 1 – Combien mesure (en degrés) l'angle formé par deux vantaux de la porte?

Mesure de l'angle :°

Question 2 – Les deux ouvertures de la porte (les arcs de cercle pointillés sur le schéma) font la même taille. Si ces ouvertures étaient trop larges, les vantaux ne pourraient pas garder l'espace clos et l'air pourrait alors circuler librement entre l'entrée et la sortie, provoquant une perte ou un gain de chaleur indésirables. Cela est illustré sur le schéma ci-contre.



Quelle est la longueur maximum (en centimètres, cm) que l'arc de cercle de chaque ouverture de porte peut avoir, afin que l'air ne puisse jamais circuler librement entre l'entrée et la sortie?

Longueur maximum de l'arc de cercle :cm

Question 3 – La porte effectue 4 tours complets par minute. Dans chacune des trois sections de la porte, il y a place pour deux personnes maximum. Quel est le nombre maximum de personnes qui peuvent entrer dans l'immeuble par cette porte en 30 minutes?

- A. 60`
- B. 180
- C. 240
- D. 720

Annexe B2 – Statistiques descriptives des trois variables étudiées dans les échantillons de 2003 et de 2012

Tableau B2.1

Principales statistiques descriptives des trois variables étudiées dans l'échantillon de participants francophones du Québec - 2003

Échantillon	Variable	n	Moyenne	Variance	Min	Max	Q1	Médiane	Q3	Coeff. asym.	Coeff. apl.
2003	ANXMAT	2097	-0,10	0,83	-2,37	2,55	-0,47	0,06	0,56	-0,30	0,56
	PVMATH1	2151	536,50	8557,58	200,53	784,50	472,92	544,98	602,46	-0,31	-0,13
	PVMATH2	2151	535,36	8741,12	189,63	790,96	474,17	541,47	601,99	-0,27	-0,04
	PVMATH3	2151	535,58	8634,77	195,70	856,47	473,16	539,99	602,70	-0,23	-0,03
	PVMATH4	2151	535,12	8836,34	197,41	790,81	475,73	538,74	601,06	-0,27	0,06
	PVMATH5	2151	536,63	8596,11	214,55	789,64	473,94	542,72	602,62	-0,29	-0,13
	PVMATH	2151	535,84	8673,20	225,92	766,19	473,98	541,58	602,17	-0,27	-0,05
	GENRE = homme	2151	0,49	0,25	0	1	-	-	-	-	-

Note. ANXMAT = anxiété mathématique, PV1 à PV5 = valeurs plausibles 1 à 5, PVMATH = cinq valeurs plausibles combinées, Coeff. asym. = coefficient d'asymétrie; Coeff. apl. = coefficient d'aplatissement.

Tableau B2.2

Principales statistiques descriptives des trois variables étudiées dans l'échantillon de participants francophones du Québec - 2012

Échantillon	Variable	n	Moyenne	Variance	Min	Max	Q1	Médiane	Q3	Coeff. asym.	Coeff. apl.
2012	ANXMAT	1526	0,02	0,95	-2,37	2,55	-0,47	0,06	0,60	-0,27	0,39
	PVMATH1	2385	536,44	8230,45	200,51	828,41	474,61	541,60	600,49	-0,18	-0,12
	PVMATH2	2385	536,78	8033,33	225,43	839,16	476,01	541,06	599,95	-0,16	-0,18
	PVMATH3	2385	537,09	8170,37	191,94	860,97	476,56	541,60	599,24	-0,20	-0,09
	PVMATH4	2385	537,05	8278,41	187,26	777,62	477,73	541,60	602,28	-0,23	-0,17
	PVMATH5	2385	537,67	8125,60	197,31	825,92	477,81	542,30	600,18	-0,19	-0,06
	PVMATH	2385	537,01	8167,64	225,74	805,35	476,55	541,63	600,42	-0,19	-0,12
	GENRE= homme	2385	0,49	0,25	0	1	-	-	-	-	-

Note. ANXMAT = anxiété mathématique, PV1 à PV5 = valeurs plausibles 1 à 5, PVMATH = cinq valeurs plausibles combinées, Coeff.

asym. = coefficient d'asymétrie; Coeff. apl. = coefficient d'aplatissement.

Annexe B3 – Pourcentage de données manquantes dans les échantillons de 2003 et de 2012

Tableau B3.1

Données manquantes – échantillon de québécois francophones du PISA de 2003 et de 2012

Cycle	VARIABLE ET ITEMS	% de données manquantes
2003	Genre	0,00 %
	Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés en cours de mathématiques.	2,51 %
	Je suis très tendu quand j'ai un devoir de mathématiques à faire.	2,51 %
	Je deviens très nerveux quand je travaille à des problèmes de mathématiques.	2,51 %
	Je me sens perdu quand j'essaie de résoudre un problème de mathématiques.	2,51 %
	Je m'inquiète à l'idée d'avoir de mauvaises notes en mathématiques.	2,51 %
	Indice d'anxiété mathématique - ANXMAT	2,51 %
	PV 1	0,00 %
	PV 2	0,00 %
	PV 3	0,00 %
2012	Genre	0,00 %
	Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés en cours de mathématiques.	34,70 %
	Je suis très tendu quand j'ai un devoir de mathématiques à faire.	34,70 %
	Je deviens très nerveux quand je travaille à des problèmes de mathématiques.	34,70 %
	Je me sens perdu quand j'essaie de résoudre un problème de mathématiques.	34,70 %
	Je m'inquiète à l'idée d'avoir de mauvaises notes en mathématiques.	34,70 %
	Indice d'anxiété mathématique - ANXMAT	36,02 %
	PV 1	0,00 %
	PV 2	0,00 %
	PV 3	0,00 %
PV 4	0,00 %	
PV 5	0,00 %	

Note. PV1 à PV5 = valeurs plausibles 1 à 5.

Annexe C – Annexes en lien avec l’article 3 présenté au chapitre 5

Tableau C.1

Principales statistiques descriptives des variables étudiées dans l’échantillon de participants francophones du Québec de 2003 et de 2012

Cycle	Variable	<i>n</i>	Moyenne	Variance	Min	Max	Q1	Médiane	Q3	Coeff. asym.	Coeff. apl.
2003	ANXMAT	2097	-0,10	0,83	-2,37	2,55	-0,47	0,06	0,56	-0,30	0,56
	INTMAT	2069	-0,02	0,87	-1,78	2,29	-0,66	0,00	0,58	0,05	-0,31
	INSTMOT	2055	0,29	0,96	-2,30	1,59	-0,39	0,05	1,11	-0,33	-0,59
	SCMAT	2099	0,25	0,97	-2,18	2,26	-0,29	0,18	0,88	-0,16	-0,05
	GENRE = homme	2151	0,49	0,25	0	1	-	-	-	-	-
2012	ANXMAT	1526	0,02	0,95	-2,37	2,55	-0,47	0,06	0,60	-0,27	0,39
	INTMAT	1574	-0,02	0,94	-1,78	2,29	-0,66	0,00	0,58	0,04	-0,52
	INSTMOT	1573	0,32	1,03	-2,30	1,59	-0,39	0,50	1,11	-0,41	-0,67
	SCMAT	1524	0,31	1,10	-2,18	2,26	-0,29	0,41	1,12	-0,11	-0,38
	GENRE= homme	2385	0,49	0,25	0	1	-	-	-	-	-

Note. *n* = nombre de données, Min = minimum, Max = maximum, Q1 = premier quartile, Q3 = troisième quartile, Coeff. asym. = coefficient d’asymétrie, Coeff. apl. = coefficient d’aplatissement, ANXMAT = anxiété mathématique, INTMAT = valeur intrinsèque des mathématiques, INSTMOT = valeur utilitaire des mathématiques, SCMAT = concept de soi en mathématiques.

Résultats issus d’analyses personnelles.

Tableau C.2

Pourcentage de données manquantes dans l'échantillon d'élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2003 et dans l'échantillon d'élèves québécois francophones ayant participé au PISA de 2012

Variable	2003	2012
ANXMAT	2,49 %	36,02 %
INTMAT	3,93 %	34,00 %
INSTMOT	4,56 %	34,05 %
SCMAT	2,42 %	36,10 %
GENRE = homme	0,00 %	0,00 %

Note. ANXMAT = anxiété mathématique, INTMAT = valeur intrinsèque des mathématiques, INSTMOT = valeur utilitaire des mathématiques, SCMAT = concept de soi en mathématiques.

Résultats issus d'analyses personnelles.

Annexe D – Annexes en lien avec le chapitre 6

Tableau D.1

Distribution de l'indice de statut socio-économique selon le genre pour l'échantillon de québécois francophones de 2003 et celui de 2012

Cycle		Tous		Garçons		Filles		Différence (Filles-Garçons)		
		<i>M</i>	<i>Var</i>	<i>M</i>	<i>Var</i>	<i>M</i>	<i>Var</i>	<i>M</i>	<i>Er.t.</i>	<i>p</i>
2003	ESCS	-0,053	0,863	-0,066	0,825	-0,041	0,899	0,025	0,040	0,620
2012	ESCS	0,307	0,709	0,329	0,699	0,285	0,717	-0,045	0,043	0,297

Note. ESCS = indice de statut socio-économique, G = garçons, F = filles, *M* = moyenne, *Var* = variance, *Er.t.* = erreur type, *p* = valeur *p*.